علم المنت المجمالي

دكتورُعَبُّالشِ مُحَمُّودُ عُوَض ابتيا : علم الننس كلية الآداب عامة الإسكندية

دارالعفت التامين ٤٠ عن سوتيد الأوارطة - ١٦٣٠١٦٣٥ ٣٨٧ من تغالنالسيس الشكلي - ٢٦ ١٩٧٣١٥





دكبورُعَبُّاسِ مُحَمُودُعُوَضُ اسًا دعلم النفس كلية الآداب مامَة الإسكندية

1999

دَارالعض السامعين ٤٠ شريد الأزارية ١٦٠١٦٠٠ ٢٨٧ شكال ليد الثابي ١٥٥٨١٤٦١

اِنْمَايُوكَ الصّابِرُونَ آجَرَهُ رَبِغَيْرِحِسَابٍ

· صَدَتَ الله العَظيم



الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية، إنما هي أسلوب علمي بالأرقام. ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها، لذا، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء، وبذا يتمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم.

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها ببعض ومن محكات تفسرها، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه، أن يؤهل لفهم أبحاثه وأساليبها، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي.

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي.

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها ، استطاع استثهارها ، استثهاراً جيداً . والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلائه على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء .

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل...

دكتور عباس محود عوض

الفصل الأول

المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

نحن نحاول أن ندرس ظاهرة ما ، أو سمة معينة ، أو قدرة أو استعداد . . أو أن ندرس . السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي ، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات . أو أي عنصر من العناصر . . أو حادثة من الحوادث . . وهذه كلها ان هي إلا متغيرات Variables .

والمتغير احصائياً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخذ درجة من مجموعة من الدرجات المكنة.

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين وانجليز وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس، ونطلق على مثل هذه المتغيرات عمير المنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجموعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنيفهم خسب الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن خضع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغير متغيراً مرتباً. كما يمكن لنا أن نسمي هذا

المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن نحصل على درجات للطول لا حصر لها بن أى درجتن .

فبين الدرجتين ١٦٠ سم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦٢، ١٦٣. وإلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠، ١٦٠، قد يكون لدينا من طول ١٦٠،١، ١٦٠، ٢٠٠٠ من الخ. الخ

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً ، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ١/٢٥ طالباً وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ١/١٥ طفل، فهذا المتغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل

اذن يمكن تقسيم المتغيرات إلى: -

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون وغيرها.
- ۲) متغیرات مرتبة ومستمرة كالطول والوزن والسن ودرجات الذكاء
 والدخل وغیرها
- ٣) متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأسرة وعدد التلاميذ في
 الفصول المدرسية .

التوزيعات التكرارية

الجدولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صيغة مفهومة، فان هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

(٧٠٠ مثلاً أو أكثر) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة، والمشال التالي يعرض لأوزان . ٤ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الخام. Raw Scores وفيا يلي . ٤ درجة خام لأوزان هؤلاء الطلاب لجدولتها =

(أوزان ٤٠ طالباً مقربة لأقرب كيلو جرام)							
10V 122 170 170	129	170 12A 119 107	122 177 177 170	147 127 127 127	10. 12. 17. 127		147 157 177 157 171

خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو
 (١٧٦).
- ٢) ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي ١٧٦ _ ١١٩ = ٥٧
 وهذا الرقم يسمى المدى Range .
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية تتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، على أن يكون حجم الفئة ، مناسباً. فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠. ويفضل العلماء أن تتراوح:

- عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك.
- عد ذلك . رتب الفئات في عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود
 ثم اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتيباً تصاعدياً كما يمكن لنا أن نقوم
 باجراء العكس .
- ٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهايتي العامود أو في كليهم الادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).
- ونلاحظ أن الرقم ١١٩ لا يدخل في عامود الفئات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نضيف الفئة ١١٥ ـ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٩ في جدول الفئات، كها نضيف الفئة ١٧٥ ـ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة.

وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كل فئة إما باستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.

ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.

فاذا جمعنا هذه التكرارات، فاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (٤٠).

وفها يلي تطبيق لهذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان (٤٠) طالباً:

(ك) التكوار	الوموز والعلامات	(ف) الفئات
١	١	179 - 170
. Y	١	171 - 17.
۲	п	179 - 170
٣	· III	171 - 170
٣	Ш	109 - 100
ò	1111	101 - 10.
λ '	111 1111	129 - 120
٦	[IIII]	111 - 12.
٦	I IIII	179 - 170
, , \ '	I ·	18 - 180
٣	III	179 - 170
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	صفر	175 - 17.
١.	I	119 - 110
, 		
٤٠ .	ن ==	

لاحظ ما يأتي =

- ١) إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى.
- ٢) الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذا كانت الأوزان كها في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فالحدود الفعلية للفئة ١١٥ ١١٩ هي ٥ر١١ و ٥ر١١ لأننا أثناء القياس كان الشخص الذي نحصل على طول له قدره ٧ر١١ أو ٨ر١١ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو خر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضي عن الكسور فمن كان وزنه لآخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضي عن الكسور فمن كان وزنه

- (١١٥) كنا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩).
- ٣) لسهولة الجدولة ووضوح الجدول فاننا لا نستخدم الحدود الفعلية للفئات
 كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قدتم بعملية
 التقريب أو بالتغاضي عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- كن نحتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما نسميه موكز الفئة. ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة، فاذا أخذنا الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩، نجد أنه يقع فيها تمانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لمؤلاء الثمانية فاننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة.

جدولة التكرار النسي Tabulation of Frequency Ration

التكرار النسبي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلي للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة مئوية والتكرار النسبي يفيدنا: ــ

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة. ثانياً: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كها أن النسبة المئوية تعطى

نافيا : وعند مقاربه التوزيعات مجموعات محتلفه كما أن النسبه المئويه ت لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures .

ثالثاً: وهو أيضاً له أهميته حين نتكام عن التوزيع الاحتمالي. والجدول التالي يبين التوزيع التكراري النسي لأوزان ٤٠ طالباً: -

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر۲		179 - 170
۵ر۲	١	175 - 17.
-ره ^ا	۲	179 - 170
٥ر٧	٣	176 - 170
٥ر٧	٣	. 109 - 100
٥ر١٢	٥	101 - 100
_ر۲۰	٨	129 - 120
-ر١٥	٦	122 - 120
٠, ١٥٠	٦	179 - 180
٥ر٢	١	182 - 180
۵ر۷	٣	179 - 170
- صفر	ضفر	178 - 170
٥ر٢	١	.119 - 110
	ن = ٠٤	

سان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية:

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون قوقها وكذلك نسبتهم المئوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتبين فائدته عندما نقوم بحساب الوسيط والترتيب المئوي.

خطوات حساب التكوارات المتجمعة الصاعدة: ـ

- نبيباً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ونجمعها على التوالي، وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

أسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد عطلف علم التكرار المتحمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فبكون المجموع (٤) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فبكون المجموع (٥)، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة بكون العدد (١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى (٤٠).

- بين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدني الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر٤٤ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ـ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٠ ـ ١٤٤).
- كما يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات 2 ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لأوزان ٤٠ طالباً

النسبة المئوية للتكوار المتجمع الصاعد	التكرار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
-ر۱۰۰۰	٤٠	٠,١	194 - 140
٥ر١٧	T 4	١	178 - 17.
۰۰ ۱۵ ۰۰۰	٣٨	. ۲	174 - 170
ـر ٠ ٩٠	77	٣	178 - 17.
۵۲۲۸	**	٣	109 - 100
ـره۷	۳.	٥	108 - 10.
٥ر٢٢	70	٨	129 - 120

النسبة المئوية للتكوار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٢٤	١٧	٦	122 - 12.
٥ر٢٧	11	٦	189 - 180
۵ر۱۲	٥	١	178 - 17.
-ر۱۰	٤	٣	179 - 170
٥ر٢	1	صفر	178 - 17.
٥ر٢	1	١	119 - 110
		ن = ١٠	

التمثيل البياني Graphic Presentation

يمكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها المدرج التكسراري Frequency والمضلع التكسراري Frequency Curve والمنحني التكراري الصاعد Polygon

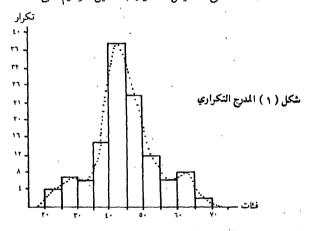
خطوات رسم المدرج التكراري Frequency Histogram -

- ١) نرسم خطأ أفقياً وآخر عمودياً يلتقي في نهايته من على اليسار.
- ثم نضع الفئات على المحور الأفقي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد تقسيمه إلى أقسام متساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٣) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في
 كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرسم سيمثل التكرار
 النسبي .
- ٤) نرسم بعد ذلك خطأ أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور الأفقى عند التكرار في هذه الفئة كها يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات . فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب .

 نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية للمدرج والمساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فاصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة. على أن يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة كلها.



خطوات رسم المضلع التكراري Frequency Polygon

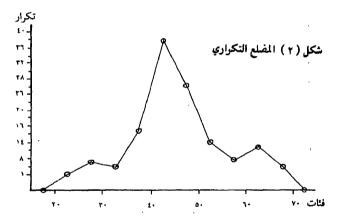
- ا نرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي «س» للفئات والمحور الرأسي «ص» للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٢) نمثل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « X » نضعها مباشرة فوق مركز
 الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه "فئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا
 مضلع تكراري.
- وحتى يتم استكمال المضلع نوصل النقط التي تمشل التكرار في الفئتين
 المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف المحور (س).

ويلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين.

 ٥) ويلاحظ من الرسم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي يمثل مضلع تكراري لأوزان ٤٠ طالباً: -

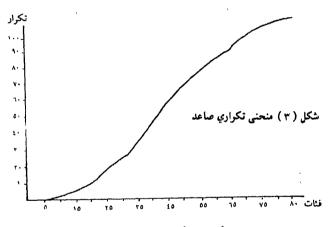


المنحني الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصاعدة باستخدام التكورارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها.

خطوات رسم المنحنى الصاعد:-

- التكوم برسم المحورين س، ص كما في المدرج التكراري والمصلع التكراري بحبث يمثل المحور الأفقي «س» فئات الدرجات ويمثل المحور «ص» التكرارات الصاعدة.
- ن هذا النوع من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركيز الفئة كما في المضلع التكسواري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور ه ص « في كلا الرسمين، ذلك أنه في المنحنى الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كما سبق القول

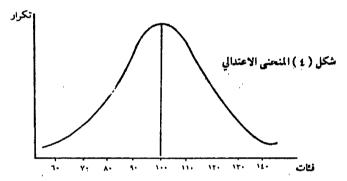


الأنواع الأخرى للمنحنيات

١) المنحنى الاعتدالي Normal curve

ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي العرصي أو المنحنى الاحتمالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسبمترية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه يقسمه قسمين متساويين ينطبقان

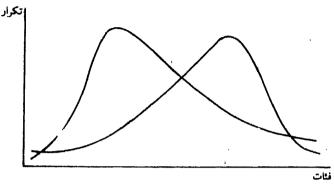
على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المشالي توزيع فرضي لأنسا نفترض أننا إذا اخترنا أية مجموعة بطريقة عشوائية من جمهور كبير وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أننا نفترض أن السهات المختلفة أو القددرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جميعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فيا يلي رسماً يبين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



٢) المنحنيات الملتوية :..

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوى يميناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحية الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحية الدرجات المنخفضة ويكون الالتواء إلى اليميار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوى سلبياً وفي الحالة الثانية نسميه منحنى ملتو ايجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شَرَّحنا للمقاييس التي تسمى بمقاييس النزعة المركزية والشكلان المتنائيان عمثلان منحنيين ملتبويين

أحدهما ملتوياً التواءاً سلبياً والآخر ملتوياً التواءاً ايجابياً.



شكل (٥) الالتواء الموجب والالتواء السالب

٣) المنحنيات ذات القمتين: ـ

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمتين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كما قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتن.

- : Smoothing of the curves تمهيد المنحنيات

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد نلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه تسوية أي أنه ليس ممهدا فإما أن تم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للتحرك Moving average or Runing average

خطوات تمهيد المنحنيات: ـ

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بأن نجمع تكرارات هذه الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابق ونقسم الناتج على ٣ وفي توزيعنا السابق هي صفر + ١+ صفر = ١ مقسوماً على ٣ = ٣ر تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣٠١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي نحصل عليها فان الرسم الناتج يكون مهداً.

وفيا يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري الأوزان ٤٠ طالباً -

النكوارات الممهدة	(ك) التكرار	الفئات
٦ر-	1	179 - 170
کر ۱	١	145 - 14.
-ر۲	۲	179 - 170
٦ر٣	٣ -	176 - 17.
٦٦٦	٣	101 - 100
۳ره	٥	102 - 10+
۳ر٦	٨	101 - 110
ر٦	٦	122 - 120
٣ر٤	٦	189 - 180
۳٫۳	١	182 - 180
۳ر۱	۲	179 - 170
۳ر۱	صفر	172 - 17.
٣ر —	1	119 - 110

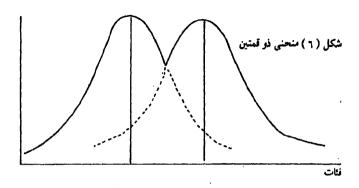
الفصل الثآني

مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي لنا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm ، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار ، لذلك فالاختبارات التي لا معايير لها لا تكون لها قيمة ، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى ، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو درجات قياسية أو قيم مركزية هي المتوسط الحسابي Arithmetic Mean والوسيط median والمنوال Mode ، فاذا كانت لدى الدرجة التي حصل عليها الفرد (أي فرد) في مادة الرياضة مثلاً ، وكان لدى أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة ، فانني أستطيع أن أحكم عا إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فوق المتوسطة أو أقل من المتوسطة .

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يراعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة وسلالة واحدة.

وإدا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتالي اللغات (هنود حر — زنوج — يهود — مهاجرون من بلاد الكتلة الثرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فانه ينبغي علينا اختبار عينة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة من ٣٠ أو ٥٠ فرداً أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي نختاره لتكوين عينة ممثلة، فإن المنحنى الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فإذا رسمنا رسماً بيانياً يمثل محوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فإذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدالي، أو كان قريباً عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فان هذا يغي أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون فان هذا يعنى أنه ينبغى أن نزيد من عدد أفراد عينتنا . . .

المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

لنفرض أن هناك ست تلاميذ حصل كل منهم على مصروفه اليومي وكانت المبالغ التي حصلوا عليها بالقرش على النحو التالي = 17 - 11 - 11 - 11 منا منا القرش على النحو التالي = 10 - 10 ، وإذا كنا نريد أن نعرف متوسط مصروفهم اليومي ، فاننا نجمع هذه المبالغ فيكون الناتج = 100 قرشاً ، وإذا قسمنا هذا المبلغ على مجموع الأفراد حصلنا على المتوسط الذي نريده وهو = 100 قرشاً ، وبذلك نستطيع أن نعرف أي هؤلاء التلاميذ من يصل مصروفه إلى المتوسط ومن منهم فوق المتوسط ومن منهم أقل من المتوسط .

 فمن الممكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٠ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علمنا أن نسر تبعاً للخطوات التالية: -

- _ نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
- ي ثم نكتب تكرار كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي التكوار .
- وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لها ونضع الناتج في عامود
 نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في تكرارها (ك) وان (مجس ك) وهو مجموع الدرجات الناتجة عن ضرب (س × ك) أي أن (مجس) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجموع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (س) وتكون المعادلة التالية :- مج س من المعادلة التالية التالية :- من المعادلة التالية المناسبة المنا

		-
س ك	ك	س
77	۲	17
72	۲	17
٥٥	٥	11
٤٠	٤	١.
0 %	٦	٩

**	٤	٨
۲۸ .	٤	٧
. 17	۲	٦
١.	۲	٥
مجـ س ك ٢٨١	ن ۳۱	,

اذن س- تســـاوي (
$$\frac{عج س ك}{v}$$
) = $\frac{r \wedge 1}{v}$ = 7.01

استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفئة: -

- _ نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث ونومز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نضرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان الطلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلى:

ك س (التكسوار × مسوكسز الفئات)	س (مركز الفشات)	ك التكرار	الفئات
۱۷۷	۱۷۷	١	179 - 170
۱۷۲	۱۷۲	\	178 - 17
٣٣٤	۱٦٧	۲ .	179 - 170
٤٨٦	177	٣	178 - 170
£ Y. \	۱۵۷	٣	109 - 100
۰۷٦٠	١٥٢	٥	102 - 10.

ك س (التكوار × مركز الفئات)	س (مركز الفثات)	ك (التكرار)	الفئات
١١٧٦	۱٤٧ .	٨	129 - 120
AOY	127	; 7	120 - 120
٨٢٢	1 44	۱ ۱	149 - 140
184	188	١	188 - 18.
77.1	177	٣	179 - 170
صفر	177	صفر .	178 - 17.
117	117	١	119 - 110
مجـ ك ش == ٥٨٨٠		ن = ٠٤	

حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي:

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، مما يجعل عملية الضرب في مركز الفئات صعبا خاصة اذا كان مركز الفئة كسرا عشريا كها يحدث في كثير من الاحيان، لذا يضيع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الخاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية الرأس إلى اخص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، ثم توالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

١٦ سم، ٤٩ سم، ٦٠ سم، ٦٥ سم، ٤٨ سم، ٥٢ سم، ٢٥ سم؛ ٥٧ سم، ٦٣ سم، ونلاحظ ان هذه الاطوال الست هي الاطوال الحقيقية ، فالاطوال الحقيقية هي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالإطوال الحقيقية .

على النحو التالي: ١٥١ سم ، ١٤٩ سم ، ١٥٥ سم ، ١٦٠ سم ، ١٦٥ سم ، ١٤٨ سم ، ١٥٢ سم ، ١٥٧ سم ، ١٦٢ سم .

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط $=\frac{1899}{9}$ = 3,000 سم

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ ــ ١٤٩ والتي مركزها (١٤٧) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتى هذا بعد أن:

- ١ _ نبوزع الدرجات في توزيع تكراري
- ٢ ــ ونختار فئة من الفئات، ويجسن ان تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
 هذه الفئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق ان حددناه).
- ٣ ـ ثم نحسب انحراف كل فئة عن الفئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الفئة المختارة ونضع انحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (حَ) اي الانحراف، وسيكون انحراف الفئة التي اتخذت كمتوسط فردى تساوى (صفر) بينا سيكون انحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والفئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الفئات تصعد الى اعلى.
- ٤ ـ بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بضرب التكرار في الانحراف اي (ك
 ٢ ح) ونضع الناتج في عمود رابع نرمز له بالرمز (ك ح).
- ونجمع الارقام في هذا العمود (ك ح)، ونلاحظ ان الفئات الاعلى فوق
 الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا
 الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٥٠ وقسمت المجموع على (٢) فيكون $= 1.5 \times 1.$

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان ٤٠ طالباً:

التكرار 🗴 الاغراف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكرار (ك)	الفئات (ف)
٦ +	٦ +	1	144 - 140
٥ +	٥ +	١	145 - 14.
۸ +	٤+	۲	179 - 170
۹ +	۳ +	٣	178 - 17.
٦ +	۲ +	٣	109 - 100
0 +	١ +	۵ '	108 - 10.
صفر + ۳۹	صفر	٨	114 - 110
		فثة المتوسط الفرضي	
٦ -	١ -	٦	128 - 120
17 -	۲ -	٦	149 - 140
٣ _	۳ -	١ ،	18 - 18.
۱۲ -	٤ -	۳ .	179 - 170
صفر	0 -	صفر	172 -17.
٦ –	٦	١ ،	19 - 110
9 -			
79 -			
مجے = + ۳۹ - ۳۹ = صفر		مجـ ك = (٤٠)	

اذن المتوسط يساوي $12V + \frac{0}{2} \times 0 = 12V$ اذن المتوسط = 0 الفئة الصفرية $+ \frac{9}{2} \times 0$ طول الفئة أي أن المتوسط = 0 مركز الفئة الصفرية $+ \frac{9}{2} \times 0$

حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة، إلا في عدم وجود الفئات، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة بـ

التكوار × الانحواف ك × ح	الانحراف ح	عدد العائلات	عدد الأبناء في العائلة
17 -	٤ -	٣	صفر
71-	٣ -	V	١
77-	. Y -	,11	۲
12	. 1 -	١٤	٠ ٣
صفر	صقب	T	1
17	١ +	١٦	٥
72	۲+	14	٦
71	۳ +	٧.	. v
۲٠	٤ +	٠, ٥	٨
10	0 +	۳ .	٩
14	٦ +	۲	١.
ع-كح/= + ١٠٨ - ٦٩ ٣٩	مجـك=٢٠٠٠		

 $1.00 = \frac{\pi q}{1.00} + 1.00 = 1.00$

تموين (١):

· طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التـــالى: ١٠٤، ١٠٨، ١١٢، ١٣٧، ١٣٨، ١٣٦، ١٣٨، ١٣٨، 1113 1113 1113 2113 113 115 117 1113 1113 071, X11, K.1, 3.1, TT1, YT1, 3.1, X.1, X.1, 111, 271, 771, 771, 711; 371, 011, .31, 771, ٥٣١، ١٣١، ١١٤، ١٢٧، ١١٥، ١٣٣، ١٣٤، ١١١، ١١١، 011, 771, 711, 371, 071, 111, 311, 771, 011, . 172 . 179 . 172 . 170 . 177 . 177 . 179 . 119 . 179 111 371 A 11 (171) 171 (171) 171 (171) 171 (171) ٨١١، ١٣٠، ١٢٤، ١٣٥، ١١٦، ١١١، ١٣٠، ١٢١، ١٣٠، . 177 . 171 . 171 . 271 . 271 . 717 . 177 . 177 771, 171, 111, 071, 711, 911, 171, 111, 171, (171) 771) 771) 771) -71) 711) 771) 171) 771) (171, 171, 171) . 170, . 170, . 171, . 171, . 171 771, P71, A71, 371, 071, 071, 371, 371, 071, 771, A71, 171, 471, 471, 471, 471, P71, 371, . 17 . . 171 . 171 . 177 . 177 . 171 . 171 . 171 . 171 171, 271, 071, 771, 171, 771, 971, 371, 371,

المطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

تمرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات مجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا لامتحان النقل في احدى المدارس.

التكوار	الفئات
1	££ - £.
£	29 - 20
17	01 - 0.
۱۷	09 - 00
71	75 - 7.
١٨	79 - 70
10	V1 - V.
٧	Y9 - Y0
.٣	۸٤ - ۸۰
١ .	۸۹ - ۸٥

المطلوب:

١ _ حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .

۲ ـ ایجاد مرکز الفئات

٣ _ ايجاد التكرارات المهدة.

تمرين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكوار	موكز الفئات
١	17
٣	7.
٥	71
١٤	4.4
**	. 44
٣٥ .	77
٤١	į.
۳۳	ĹĹ
40	٤٨
77	٥٢
٧	٥٦
۲	7.
١ .	71

المطلوب:

١ ـ ايجاد الفئات بحدها الاعلى والادنى

٢ ـ رسم المضلع التكراري

٣ ـ ايجاد التكرار المتجمع الصاعد.

تمرين (٤):

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طالبًا، وكانت كالآتي:

جيد _ ضعيف _ ممتاز _ جيد جدا _ ضعيف _ مقبول _ جيد _ جيد _

مقبول _ جيد _ جيد جدا _ مقبول _ مقبول _ ضعيف _ مقبول _ مقبول _ جيد جدا _ مقبول _ مقبول _ جيد .

المطلوب:

١ ـ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بهاً.

۲ _ رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

تمرين (٥):

لدينا عشرون اسره افرادها على النحو التالي:

المطلوب:

۱ _ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table

۲ _ رسم مدرج تکراري

تمرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

10 11 17 1 7: 77 40 ١٧ ۳. T+" 'TT" T . TO ١٨ ٠ ٣٠ ٨ 11 ١٨ 27 17 71 17 7 2 17 17 ۳. 14 . 4. 44 77 1.4 7. 45 27 ٨ 4 1 .17 Y . YY 24 77 ١٤ 37 11 ١٢ 17 ۲. 11 22 ۲۸ ٣٣ 11 74

11 10

المطلوب:

١ - استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

- ٢ _ رسم مربع تكراري لهذه الدرجات
- ٣ _ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحني المناسب له.
 - ٤ _ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحني المناسب له .

الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل، أصغر منها او مساوية لها، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ ــ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط. ٢ ــ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف مجموع القيمتين الوسطيين. فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٥، ١٧٠، ١٦٢، ١٧٠، الاطوال الوسيط لهذه الاطوال فنقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٧٣ ـ ١٦٥ ـ ١٧٠ ـ ١٧٠ ـ ١٧٠ ـ ١٧٠ ـ ١٧٠ منه واربع اطوال الوسيط هو الطول ١٩٨ اذ ان هناك اربع اطوال اقل منه واربع اطوال اكبر منه.

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القيم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها $\frac{i+1}{7}$ اذا ما رتبنا القيم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا ، فان التعريف السابق لا يصلح ، اذ انه لا يوجد في هذه الحالمة قيمة وسطمى ، بـل اننـا نجد قيمتين وسيطتين ، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي :

٠٠ ـ ٢١ ـ ٢٥ ـ ٢٦ ـ ٢٧ ـ ٢٨ ـ ٢٩ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٥٠ فنجد ان القيمتين الوسيطتين هما القيمة الخامسة والسادسة، وهما ٢٧، ٢٨،

وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين $\Upsilon \Upsilon$ ، $\Upsilon \Upsilon$ والوسيط في هذه الحالة $\Upsilon \Upsilon = \Upsilon \Lambda + \Upsilon \Upsilon = \Upsilon \Lambda + \Upsilon \Upsilon$ ، ذلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم زوجية ، فان الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطين .

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها ، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها .

كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكسواري؟

لحسابُ قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيه مجوع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو بن بصرف النظر عما اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
, 1	٣	78 - 7.
9.7	٨	04 - 00
۸٩	١٣	01 - 0.
٧٦	10	٤٩ ــ ٤٥
٦١ الفئة الوسيطية	۲٠	٤٤ ـ ٤٠
٤١ التكرار المتجمع	17	W9 _ W0
السابق للفئة الوسيطية		

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
70	١٣	٣٤ - ٣٠
14	٩	T9 - T
٣	۳ .	٣ - ٢٠
	مجه ك ١٠٠	

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها ﴿ لَيْ اللَّهِ مِنْ اللَّهِ عَلَى اللَّهِ اللَّهِ اللَّهِ اللَّهِ اللّ التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف أن هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات أقل من ٢٥ درجة، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة، و ٦١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٤٥ درجة، وعلى ذلك فان الدرجة التي يحصل على اقل منها خمسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ _) وتعرف هَّذه الفئة بالفئة الوسطية، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان هناك (٢٠)طالباً يحصلون على درجات تنحصر بين (٤٠) درجة الى اقل من (٤) درجة ، ولما كان هناك ٤١ طالباً يحصلون على درجات اقل من ٤٠ درجة، فانه لا يزال هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على الوسيط. وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية، واذا فرضنا أن القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمعنى ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية داخل الفئة ، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من 20 درجة، فان الافراد ٩ الاول يحتلون طولا من الفئة يساوي ٩ من طول الفئة وهي تساوي ٥، اي تساوي $\frac{9}{100} \times 0 = 7,70$ درجة .

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جرزء الفئة الذي تحتله المفردات التسعة الاوليات = ٠٤ + ٢,٢٥ = ٤٢,٢٥ اذن، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

۱ ـ نكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل)

٢ - نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطية +
 ٣ - نحسب الوسيط باستخدام، الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية . +

(ترتيب الوسيط ـ التكراري المتجمع الصاعد السابق للفئة الوسيطية) التكراري الاصلي للفئة الوسيطية × طول الفئة.

واذا اخذنا المثال الخاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= \circ \times^{\frac{1}{2}} + i$

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
٤٠	١	149 - 140
٣٩	١	۱۷٤،۱۷۰
۳۸	,	179 - 170
٣٦	, "	172 - 17.
٣٣	٣	109 - 100
٣٠	٥	102 - 10.
۳۰	هٔ	129 - 120
70	٨ الفئة الوسيطية	129 - 120
١٧	٦ التكرار المتجمع	122 - 12.
	السابق للفئة الوسيطية	
11	٦	189 - 180
٥	١	185 - 18.
Ĺ	٣	119 - 170
١	صفر	112 - 17.

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
١	ع ك (٤٠)	119 - 110

وطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي ۱٤٥ $+ \frac{\pi}{\lambda} \times 0 = 120 + 120$ + ۱۶۸ = ۱۹۹ .

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي: $\times \frac{1 - v - v}{\Lambda} + 150$

المنوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممتاز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، ضعيف جدا (٥)، فان المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لانه يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

ولدينا مجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي - ٢٥ - ٢٢ - ٢٨ - ٢٦ والمطلوب ايجاد المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقاء نجد في بعض التوزيعات ان البكرار يرتفع الى قمة ثم ينخفض ثانية ،

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توزيع تكراري لدينا، فان المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يسوجد فيها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فان اعلى تكرار وهو ٨ وهو للفئة ١٤٥ - ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي ان المنوال هنا باختصار انما يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على ان نلاحظ ان هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على ان هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك يرجع الى ان هذه الطرق تقريبية وتختلف عن بعضها في درجة الدقة وفى التقريب.

أ .. ايجاد الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعيين النقطة لل على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى في نقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المتجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

ب _ ايجاد الوسيط بالرسم من المنحني المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا الى الجدول الخاص بدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التألي بتكراريها المتجمع الصاعد والنازل:

النكوار المتجمع النازل	التكوار المتجمع الصاعد	التكوار ك	ف الفئات
٣	1	٣	76 - 70
11	,4 Y	Ä	09 - 00
7 2	٨٩	14	01 - 0.
٣٩	٧٦	10	٤٩ - ٤٥
٥٩	71	7.	٤٤ - ٤٠
٧٥	٤١	١٦	ma _ mo
۸۸	. 40	١٣	٣٤ - ٣٠
47	١٢	.9	19 - 70
1	٣	٣	72 - 7.

فانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم التالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ١ ـ نرسم المحور الافقي وهذا يمثل الفئات والمحور الرأسي يمثل التكرار
 ١ ت ».
- ٢ ـ نسقط عمود من نقطة تقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
 وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٢٢) درجة. (انظر الرسم رقم ١)

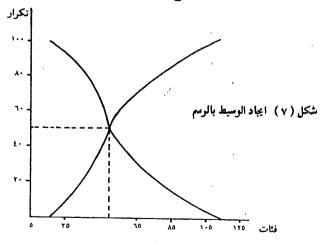
حساب المنوال بالرسم من التكرار الممهد

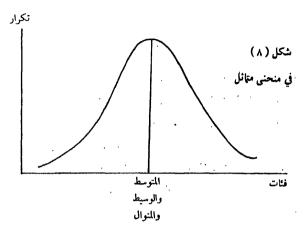
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي يبين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوي (٢٢).

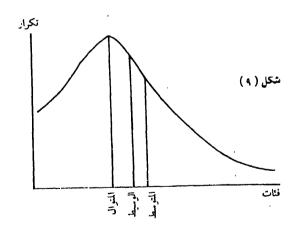
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الوسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

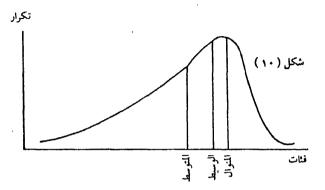
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- في التوزيع المتاثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جميع القم، لذا فهو أدق هذه المتوسطات الثلاثة.
- الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطرفة، كما انه في حالة الجداول
 التكرارية المفتوحة يمكن الحصول عليها
- المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كما انه في الجداول التكرارية
 المفتوحة يتعذر حسابه.
- المتوسط الحسابي في التوزيعات المئوية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع. والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة بـ









متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية؟

أولا ـ المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام رالمتوسط الحسابي:

أ _ اذا كان توزيع العينة التي لدينا متاثلا حول المركز او اعتداليا. ب _ واذا كنا نريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت.

جـ ـ واذا أردنا الحصول على معامل يتميز بقدر كبير من الثبات.

ثانيا _ الوسيط:

أ ... اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيا متطرفة جدا . ب ... واذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا . ج _ واذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.

د _ واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعها اذا كانت هذه القيمة تقع في النصف العلوي او السفلي للتوزيع الذي لدينا.

ثالثا _ المنوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ _ اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت ممكن.

واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي
 لدينا .

تمارين

تمرين (١):

المطلوب:

- ١ _ حساب الوسيط من الجدول التكراري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ــ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
 كلها.
- ٣ رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية
 الفئة .

تمرين (٢):

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أسرة مصرية:

- TE - TO - ET - TE - TA - 19 - TT - TE - TO - TY

- 1V - TT - TY - TO - TT - 19 - 10 - TY - TA

- 0 - TV - A - 19 - TT - TO - TV - TX - 17

- 10 - TT - T9 - TX - T7 - ET - E0 - TX - EE - T7

. 12 - 77 - 77 - 0 - 11 - 70 - 77 - 77 - 10

والمطلوب:

١ ـ وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).

٢ ـ استخراج المنوال في هذا الحجدول التكراري.

٣ ــ رسم المضلع التكواري على ان تعبر عنه تكوار كل فئة بنقطه توضع في
 مركز الفئة تماما.

الفصل الثالث

مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق ان بينا قيمة مقاييس النزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في انها تصف المجموعة بقيمة واحدة بستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون مجموعة القيم المعطاة لنا . كها انها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين ايدينا من ارقام، ولكن هل يكفي احد هذه المقاييس، او اثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي او الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم مجموعة أخرى ؟

ولنعطى المثال التالي:

مجموعتان كـل منها خس عال وخس عـاملات، وكـانــت درجـاتهم في المتحان محو الأمية كالآتي:

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي (١١)، كذلك فان الوسيط لكل منها يساوي (١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتين فيا يقيسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعة تبين ان درجات مجموع العمال متقاربة، بينا درجات مجموعة العمال متقاربة، بينا درجات مجموعة البعاملات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتتة، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم (أي المجموعتين) في المتوسط والوسيط، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العاملات عنها بين افراد مجموعة العمال وهذا يعني ان

قيم مجموعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العمال، أي ان قيم مجموعة العمال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي عليه الا يكتفي بحساب المتوسط او استخدام مقاييس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضح له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي هدى اختلافها وتوزيعها، بمعنى مدى تشتتها، ومقاييس التشتت متعددة

Range semi inter- quartile range mean deviation standard deviation المدى المطلق نصف المدى الربيعي الانحراف المتوسط الانحراف المعياري

المدى المطلق Range

ألمدى كما سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين اكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها . فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الد (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) والذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و

واذا اخذنا الارقام التالية لمعرفة المدى المطلق لها:

ولنحاول ايضا ان نحصل على المدى المطلق للارقام التالية:

۰۸ - 20 - ۰۰ - ۲۲ - ۳۳ - ۳۳ - ۳۳ - ۳۳ - ۳۰ . ۳۰ م. ۳۰ - ۳۰ م. ۳۰

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاوبي

يساوي (٢٧)، وان المدى المطلق في المجموعة الثانية يساوي (٥٠)، اي ان التشت في المجموعة الثانية اكبر منه في المجموعة الاولى، وهذا غير صحيح، فلو حذفنا الرقم المتطرف في المجموعة الثانية وهو (٨٠)، فان المدى سوف يكون 20 - ٣٠ = ١٥، أي يكون التشنت في المجموعة الاولى اكبر منه في المجموعة الثانية.

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة، وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ (١٠)، أي ان المدى المطلق لكل من المجموعات الثلاثية يساوي ١١٠ — ١٠ = ١٠٠ درجة، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالى:

ة الثالثة	الجموعا	المجموعة الثانية		ة الأولى	الجموعا
ك.	ف	ك	ف	ك	ف
١.	1.	. <u>£</u>	٠,٠	,	١.
1	٧.	11.	۲٠.	صفر	۲٠
1	۳٠	٨	٣٠	صفر	٣٠
١٠.	٤٠	٧٤	٤٠	صفر	٤٠
١٠.	٥٠	١٥	, •	. صفر	٥٠
١.	٦.	11	٦٠	٤٥	٦٠
١.	٧٠	۲٠	٧٠	44	٧٠
. 1.	٨٠	١.	۸٠	۲٠.	۸٠
١.	٩.	٨	٩٠	۲٠	۹٠
١٠	١	٦	1	صفر	١٠٠
1.	11.	٤	١١٠	١ ١	11.
11	المجموع ٠	المجموع ١١٠		11	المجموع .

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القم تنجمع حول المتوسط، وان قم المجموعة الثانية اقل انتشارا من قم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لهذا أن المدى المطلق لا يعطى دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القيم، لذلك نقول:

- ـ انه يتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها
 - ـ يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة ، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة . اذن ، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار القيم وتوزيعها ، لـذلـك نلجاً الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت ، وبها نحاول التخلص من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ .

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم. اي في تشتت عينتين . . ؟

نصف المدى الربيعي Semi Inter- quartile range

بعد ان تبين لنا عيوب المدى المطلق Range، فاننا نبحث عن مقياس آخر للبتشت يتلافى ما في المدى المطلق من عيوب. ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتامه بالقيمتين المتطرفتين، لذلك فاننا في مقياس النشتت الذي نحن بصدده، وهو نصف المدى الربيعي، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بها المدى المطلق، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم، وانما الذي يحتوي على قيمتين هما القيمة التي يقل عنها ربع عدد المجموعة فقط، والقيمة التي يؤيد عنها ربع افراد المجموعة فقط.

ولقد سبق لنا ان رأينا في الوسيط Median ان القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدها يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة الرباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لها ثلاث ربيعات. فنحن اذا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة اي ٢٥٪، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Lower - Quartile والتي نرمز لها بالرمز (١,١) او ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد هذه المجموعة أي ٧٥٪ منها هي ما يسمى الربيع الأعلى، يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من الحالات.

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينما الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ _ نحسب كل من الربيعين الاول والثالث

٢ _ نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي.

٣ _ بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعي .

كيف نحسب الربيع الأدنى والوبيع الأعلى:

١ _ رتبة الربيع الأدنى : <u>ن</u>

د الله ان (ن) هي عدد القيم الكلية للمجموعة او مجموع تكراراتها .

- ۲ ـ اما رتبة الربيع الأعلى $\frac{U}{2}$ \times \mathbb{R} ، او ان نطرح رتبة الربيع الأدنى من مجوع القبم الكلية
- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للوسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجليزية:

تكوار متجمع صاعد	ట	•	ف
١٦٤		٣	۸٥
-171		٥	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
١٥٦	,	٥	. , VO
101	•	١.	٧٠
		٠.	٦٥ (فئة
. •	Ç.		الربيــــع الأعلى)
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى		۱٥	→ 7.
112	,	۲.	٥٥
9.2		* *	٥٠
٦٧		44	٤٥
			٤٠ (فئة
٤٤ نقطة الربيع الأدنى		١٥	الربيع الأدني)
Y4	}	۱۳	. 40
١٦		١٢	٣٠
٤		٤	40
صفر		صفر	۲٠
	ئ ۱٦٤	مجہ ل	

الربيع الثالث
$$= .7 + \frac{9}{10} = 0$$
 $= .77$ اذن، نصف المدى الربيعي $= \frac{19}{7} = \frac{12}{7} = \frac{19}{7} = \frac{19}{7}$

واليك مثال آخر لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية (انظر

تكرار متجمع صاعد	신	ف
1	۳	٦٠ '
47	٨	٥٥
٨٩	۱۳	0 + `
٧٦ ـ نقطة الربيع الأعلى	10	فئة الربيع الاعلى ← ٤٥
71	۲.	٤٠
٤١ ـ نقطة الربيع الادنى	١٦	فئة الربيع الادنى ← ٣٥
70	۱۳	٣٠
١٢	٩	70

تكرار متجمع صاعد	ك	ڧ
٣	٣	۲.
١٠٠	مجدك	

رتبة الربيع الأدنى
$$=$$
 $\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{2}$ $=$ 0.7 $=$

$$v, ro = \frac{15, V}{r} = \frac{ro - 59, V}{r} = \frac{15, V}{r}$$
 نصف المدى الربيعي

ويلاحظ أن الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد أن الربيع الأعلى جزء منه متضمن في الفئة (٤٠ —) والجزء الآخر في الفئة (٤٥ —) ولما كان الربيع تساوى (٧٥)، فأنه في الفئة (٤٥ —) يوجد ١٤ طالباً من التكرار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عدنا للمثال الخاص باوزان الـ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكرار المتجمع الصاعد	ك	ف
٤٠	١	140
	١ ،	14.
٣٨	۲	170
77	٣	17.
٣٣ نقطة الربنيع الأعلى	٣	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣٠	٥	10.
۳٥ ٠	Α .	120
17	۱ ۱	12.
١١ نقطة الربيع الادنى	٦	فئة الربيع الادنى ١٬٣٥
٥	١.	18.
٤	٣	140
٠ ١٠	صفر	14.
١	١.	110
	مجہ ک ٤٠	

رتبة الربيع الادنى
$$=$$
 $\frac{2}{3}$ $=$ 1 رتبة الربيع الاعلى $=$ $\frac{2}{3}$ \times π $=$ π \times π $=$ π $=$

الربيع الاعلى = ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)

$$V_{19} = \frac{10, \Lambda}{r} = \frac{100, \Lambda}{r} = \frac{100, \Lambda}{r}$$
 اذن $=$ نصف المدى الربيعي

الإنحاف المتوسط: Mean Deviation

يتميز الانحراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الانحراف المتوسط) يتناول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعى في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي انسجام) قيمة المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلها أبتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يحدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الوسيط Median او اى قيمة متوسط اخرى.

كيفية حساب الانحراف المتوسط:

١ _ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا.

٢ _ حساب انحراف (أي بعد) كل قيمة عن المتوسط الحسابي."

٣ - جمع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجبه او سالبه) دلك ان من اهم خواص المتوسط الحسابي ان مجموع الانحرافات عنه الموجبة والسالبة متعادلة

٤ ـ حساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه مجموعها على عدد القيم المعطاة لـ
 ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

02 - 20 - 19 - 11 - 27 - 07 - 02 والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لها لمعرفة مدى تشتتها:

الانحواف عن المتوسط	القيم
٩	٥٤
إ صفر ِ	, £0
۱٦ -	79
١٦	٦١
۲ –	٤٣
٧	٥٢
11 -	<u>"1</u>
۳۴ _	710
** +	

المتوسط الحسابي ٣١٥ - ٧ = 20

مجموع الانحرافات = ٣٢ + ٣٢ = ٦٤ اذن الانحراف المتوسط = ٦٢ ÷ ٧ = ٩,١٤

حساب الاغراف المتوسط من جدول تكراري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للمبول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشتت هذه الفئات:

التكوارات	الفثات .
17	71
٨	٦٠
٩	۲٥
١٢	٥٢
112	<u>.</u> 1.A
١٦	ii
٧.	1.
1 1	77
10	44
17	۲۸

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول .نكواري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطويقة المختصرة (انظر ص ٢٣ ــ ٢٥)

ك × ح/	الانحراف (حَ)	التكوار (ك)	مركز الفئات	الفئات
7.	٥	١٢	77	٦٤
77	٤	۸	75	٦٠
**	٣	٩	٥٨	٥٦
. 45	۲	17	. 0 £	٥٢
١٤	١	١٤	٥٠	٤٨
صفر	صٰفر	١٦	٤٦	٤٤
7	صفر - ۱	۲٠	٤٣	٤٠
۲۸ –	۲	١٤	۳۸	٣٦
٤٥ _	۳ ـ	١٥	۲٤.	44
√ 7ε'=	٤ =	١٦	۳٠	۲۸
-104		177		
100 =	,			
صفر				

المتوسط الحسابي = مركز الفئة الصفرية + بجـ (ك حَ)
$$\times$$
 طول الفئة أي = \times 1 + \times 2 = \times 2 + \times 2 = \times 2 + \times 2 = \times 2 + \times 2 = \times 3 + \times 2 +

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

انحراف مراكز الفئات عن المنوسط الحسابي (/ح/)		مراكز الفئات (ف)
,	۲.	77
9	17 '	77
A.	١٢	۸۵

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)	مراكز الفئات (ف)
۸	٥٤
٤	٥٠
صفر	٤٦
٤	٤٢
٨	۲۸.
٣٤	-17
17	۳.

٣) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ X. ك	ك	/ح/
72.	14	۲٠
١٢٨	٨	١٦
۱۰۸	٩	١٢
97	١٢	٨
٥٦	١٤	٤
صفر	17	صفر
صفر ۸۰	۲٠	٤
117	12	٨
١٨٠	10	١٢
707	17 %	17
مجـ/ح X ك = ١٧٥٦	مجه ك = ١٣٦	

 $9,72 = \frac{1707}{177} = 117.7$

واليك مثال آخو: فالجدول التالي يبين درجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشتت درجاتهم:

التكوار	الفئات
٣	٦٠
λ.	٥٥
. 14	۰.۰
1.0	٤٥
۲.	٤٠
17	70
۱۳	٣.
. 4	70
۳ .	۲.

الجل:

١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

ك ح/	/ح	ك	مركز الفئة	ف
17	٤	٣	77,0	٦.
7 2	٣	٨	٥٧,٥	٥٥
47	۲	١٣	07,0	٥٠

ك ح/	ح/	ك .	مركز الفئة	ف
10	١	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	صفر	۲۰	24,0	٤٠٠
١٦ _	١	١٦	44,0	20
۲٦ _	۲ -	١٣	87,0	٣٠
۲۷ –	٣ -	٩	۲۷,۵	. 40
11 -	· £ _	۴	۲۲,۵	۲.
٧٧		١		
۸۱ -				
٤ -].

المتوسط الحسابي = ۲٫۵ +
$$\frac{2}{100}$$
 × ٥

$$= 7,0 = 0 \times 0$$
 = 2۲,0 = 2۲,0 = 2۲,0 = 1,0 = 2۲,0 = 1) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
7.,7	77,0
10,7	٥٧,٥
1.,,,,,	07,0
0,7	٤٧,٥
صفر	٤٢,٥
٤,٨ .	۳۷,۵

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
٩,٨	۳۲,٥
١٤,٨	۲۷,٥
19,4	77,0

(ب) استخراج مجـ ك×/ح/

٦٠٠٦	۲٠,۲	۲
75171	10,7	۸ :
18737	1.,7	17
۰ر۸۷	7,0	10
صفر 🕯	صفر	۲٠
۸ر۲۷	٤,٨	١٦
٤ر١٢٧	۹,۸	14
۲ر۱۲۳	٨٤١٨	٩
٤ر٥٥	19,4	۲
Y A 9.7		

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي يبين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانحراف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكوار	الفئات
١ .	140
1	١٧٠
۲	170
*	17.
۴ '	100 .
٥	100
٨	120
٦	11.
. 7	1 170
. 1	۱۳,۰
٣	140
مفر	17.
\	110
بج ك ٤٠	

الحل:

١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

ĺ	(كح/)	ح/ ح	ك	مركز الفثات	الفئات
	7	٦	١,	177,0	۱۷۵
	٥	٥	1	177,0	۱۷۰
	٨	٤	۲	۱٦٧,٥	١٦٥
	٩	٣	٣	177,0	١٦٠

(ك ح/)	ح/	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	۲	٣	104,0	100
٥	١	٥	107,0	١٥٠
صفر	صفر	٨	1 2 7,0	110
٦ -	١ -	٦	127,0	11.
14 -	۲ -	٦	184,0	140
۳ -	۳ -	١.	188,0	14.
17 -	٤ -	٣	144,0	۱۲۰۵
صفر	0 -	- صفر	177,0	۱۲۰
<u> 7 -</u>	٦ -	1	117,0	110
79 +		٤٠	l .	
۳q —	'			
	-			

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكبز الفشات عن المتوسط الحسابي (/ ح/)

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي / ح /	مراكز الفئات
۳۰ .	٥ر١٧٧
40	٥ر١٧٢
۲٠	٥ر١٦٧
10	٥ر١٦٢
١.	٥ر٧٥١

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي /ح/	مراكز الفئات
٥	۰ ۵۲ ۱۵۲
صعو	٥ر٧٤٧
٥	٥ر١٤٢
١.	٥ر١٣٧
١٥ .	۵ر۱۳۲ .
۲۰	٥ر١٢٧
۲٥ .	٥ر١٢٢ '
۳۰	٥ر١١٧ أ

(ب) استخراج محمد ك ×/ح/

ك /ح/	/=/	ك
	/ح/	
٣٠		`
40	70	١
٤٠	۲٠	۲
10	10	۴
٣٠	1.	۴
70	٥.	٥
۲۵ صفر ۳۰	صفر	A
٣٠	٥	٦
٦٠	١٠	٦
10	10	١
٦٠	٧٠	٣
٦٠ صفر <u>٢٠</u>	40	صفر
<u></u>	٣٠	1
74.		

$$9,70 = \frac{79}{5}$$

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كها حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعي.

الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا ان هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشتت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تسربيع الانحرافيات، أي ضربها في نفسها فتصبح كلها موجبة، ذلك أن $(- \times - = +)$ وان $(+ \times + = +)$.

وعلى نسبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لايجاد الانحراف المعياري لها = 02 _ 20 _ 71 _ 71 _ 70 _ 71 ، فانه ينبغي علينا أولا _ حساب المتوسط الحسابي لهذه القيم وهو هنا يساوي (٤٥)، ذلك ان مجموع القيم (٣١٥)، وعدد القيم (٧)، فالمتوسط اذن يساوي $\frac{710}{7}$ = 02

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضح ذلك الجدول التالي

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم
	٩	
۸١	صفر	٥٤
صفر	17-	1.0
407	١٦	44
, tu	۲ –	71
٤	٧	٤٣
٤٩	١٤ -	٥٢
197	77 -	٣١
A£Y	` * Y	مجه ۳۱٬۵

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضي على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

رابعاً = حساب متوسط مربعات الانحراف، ويكون ذلك بقسمة بجموع مربعات الانحراف عن المتوسط على مجموع القيم أي $\frac{\Lambda \Sigma T}{V}$ = $\frac{\Lambda \Sigma T}{V}$ ومتوسط مربعات الانحراف هذا هو الذي نطلق عليه لفظ التباين Variance

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي للمتوسط مربعات الانحراف أي = ١٢٠,٣ = ١٠,٩٦٧ ، اي ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

حساب الانحراف المعياري من جدول تكواري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلْخَاص بدرجات (١٣٦) طالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية: ١) محساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(A)	(Y)	(1)	(0)	(<u>i</u>)	(٣)	(٢)	(1)
ك ح/	كح	ح	ك × ح/	ح	ك	مركز	ف
		, -				الفئات	
14	71.	۲٠	٦٠	٥٠٠	۱۲	77	٦٤
T £ A	147	17	44	٤	٨	٦٢	٦٠
1897	1.4	۱۲	44	٣	٩	٥٨	٥٦
٧٦٨	47	٨	71	۲	١٢	0 £	٥٢
772	07	٤	11	١	12	٥٠	£٨
}				صفر	17	17	î î
W 4. •	۸۰ –	£ -	۲۰	١ -	۲۰	٤٢	
۸۹٦	114-	۸	۲۸ -	۲ -	12	۳۸	*1
717.	١٨٠ -	14-	10 -	۳	10	۳.£	۳۲ .
1.97	707-	17-	71 -	i -	17	٣٠	47
717	744-		104-		مجد ١٢٦		
	٦٢٨	,	. 107				
	صفر		صفر.				

المتوسط الحسابي = ٤٦ +
$$\frac{\text{صفر}}{1 \, \text{mg}} \times 3 = \text{٤٦}$$

٢) ايجاد انحراف مركز كل فئة عن المتوسط الحسابي دون اهمال
 للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.

٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الفئة أي ك × ح (وهذا نحده في العمود السابع).

٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحراف العمود السادس أي ح) مرة ثانية .

- ٥) ايجاد مجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ح) في العمود السابع أي (ك ح) ووضعها في عمود ثـامـن يسمـى (ك ح) وهـو هنـا يسـاوي ٧٤٧٢.
- ٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود الثامن)
 على مجموع التكوارات (١٣٦) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعياري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

ولنعطي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص)، وكان المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢,٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون

الانحراف × ك ح	التكوار × الانحواف	الانحراف	التكوار	الفئات
الانحواف × ك ح ك ح ٢	ك ح	ح	ك	ف
٤A	14	٤	٣	7.
٧٢	71	٣	٨	٥٥
. 04	* **	۲	۱۳	٥٠
10	10	١	10	10
صفو	صفر	صفر	14.	٤٠
17	17-	١-	17	40
٥١	77_	٣-	15	٣٠
۸۱	۲۷ ـ	٣-	4	10
٤٨	17-	٤	۲	4.
7 7.£	VV			,
	۸) - ٤ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة .

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف(حَ) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ ً)(العمود الرابع)

$$1 + \frac{3}{1} \times \frac{1}{1} \times$$

$$\sqrt{\frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot}} = 0$$
 الانحراف المعياري $\sqrt{\frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot}} = 0$ الانحراف المعياري $\sqrt{\frac{1}{1 \cdot \cdot}} = 0$ الانحراف المعياري

 $\overline{\pi,\Lambda\Sigma}$ الانحراف المعياري = 0

الانحراف المعياري = ٥ × ١٠٩٦٠ = ٩٠٨٠٠

ويمكن استخدام هده الطريقة ابصا في مثال ورن الـ (٤٠) طالب والفئات والتكرارات كانت على النحو التالي _

التكوار	الفئات
1	140
١	١٧٠
۲	170
٣	17.
٣	100
٥	١٥٠
٨	120
٦ ٦	١٤٠
٦	١٣٥
١ -	١٣٠
٣	140
صفر	14.
\	110
محه ك = ٤٠	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧٫٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعبات الانحرافيات الفرضيـة ذلـك بضرب الانحراف الفرضي (حَ) في (كحَ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: _

ك × ح/ [*]	ك ح/	ح/	ك	ف
77	7	١,٦.	١	. 170
7.0		٥	١.,	۱۷۰
77		٤	۲	170
77	4	٣	٣	. 17•
١٢	٦	Ť	٣	100
	٥	1 1	٠ ٥	100
مفر	∵ صفر	صفر	, y	150
	٦_	١-	٦	١٤٠
$t = t_0$	7 £	. Y -	٦ ٠	140
, 4	٣-	·. * -	1	14.
٤٨	11-	٤ - ،	٣	. 170
صفر	صفر	0 -	صفر	14.
77	٦_	٦-	,	110
	79 -			عب ك = ٤٠
	44		•	,
	صفر			

والجذر التربيعي طبقا للمعادلة
$$=$$
 ف $=$ $\sqrt{ مجـ ك ح / ^{ } }$ $\frac{ (مجـ ك ح /) }{ i }$

$$\frac{1}{2} = 0 \sqrt{\frac{17}{100}} - \frac{17}{100} = 0$$

$$= 70 \ 0 = 0$$

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون الختيارنا للقيمة خاضع للمبادىء التي على اساسها نختار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٥، ٢٦).

واذا اخذنا المنال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فان المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) واذا حاولنا ان نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فاننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الا خطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الفرضية (كح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالي: _

	(0)	(1)	(٣)	(٢)	(1)
	الانحواف الفوضي	التكرار ×	الانحراف	عدد	عدد الابناء في
	(التكوار ×	الانحراف	الفوضي	العائلات	العائلة
	الانحراف)	l			
	ك × ح/ ً	ك × ح/	ح	ك	اف
	٤٨	۱۲ ـ	£ -	٣	صفر
	77	Y1.=	۳-	· v	1
	٤٤	**-	۲'	1 11	۲
	16	11 -) -	١٤	٣
	صفر	صفر	صفر	۲٠	٤
ı	17	17	١	17	0
I	£Ä	72	۲	١٢	٦
	75"	. **	٣	΄ γ	, v
l	۸۰	۲٠	٤	٥	٨
١	, Y 0	, 1,0	٥	٣	4
١	٧٢	17	٦	۲	١٠
I	٥٢٣	مجـ ح + ۱۰۸	(100)	مجہ ك =	
	·	19 -			1
Ì					1
L					į.

$$\frac{1}{\sqrt{10-0.77}}\sqrt{1} = \frac{1}{\sqrt{10-0.77}}\sqrt{1} = \xi$$

$$7,70 = 7,70 \times 1 = 0, 4 \times 1$$

مقارنة بين مقاييس التشتت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقيم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة التي ينتمى اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الاذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ولصف المدى الربيعي من عيوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قم المجموعة.

ولكن متى نستخدم المدى المطلق . . .

أ_ اذا أردنا معرفة مدى اتساع التوزيع للقيم المعطاة لنا .

ب _ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف.

ومتى يمكن لنا أستخدام نصف المدى الربيعي . .

أ ـ عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.

ب عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطرف اذا ما قيورنت بالقيم
 الأخرى .

ج - اذا اردنا الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح.

د - اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كما سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعياري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائية متعددة.

ونحن نستخدم هذين المقياسين: ـ

- ١ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ـ اذا ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
 المتوسط الحسابي .
- ٣ ـ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
 المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعياري.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط.

تمارين عامة

تمرين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكرار	الفئة
٣	
٨	۲۵ .
٨	* 4
. 14	. **
١٥ .	. 44
10	٤١
14	٤٥
11	٤٩
4	٥٣
٥	٥٧
۲	۳۱ م ن

تمرين (٢)

اجرى امتحان لمجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منهما ٣٠ فردا والمجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري لامتحانها في مادتي الكيمياء والطبيعة.

أ _ الطلبة:

النكرارات	الفئات
۲	71.
٣	. 0 •
٩	٦.
11	٧٠,
٥	۸٠
عجہ ك ٣٠	

ب ـ الطالبات:

النكوارات	الفئات
٣	٤٠
. 0	٥٠
٦	٦٠
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	٧٠
٦	۸۰
مجـ ٰك ٣٠	

المطلوب

١ _ حساب المدى المطلق

۲ ـ نصف المدى الربيعي .
 ۳ ـ بيان ايهما اكثر تشتنا واي هذين المقياسين اصلح .
 تموين (۳) .

التكوارات	الفئات
٨	. \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \
١٣	7.
۲۳ .	
77	۴٠
77	٣٥
۲.	1.
١.٨	٤٥
١٣	٥٠
٣	٥٥

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب

- (١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.
- (٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا.

تمرين (٤)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات بجموعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم ٢٠ تلميـذا وتلميـدة مـن مـادة الرسم والمطلـوب حسـاب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتتها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

التكوار	الفئات
١٣	٣.
٩	40
٩	۲.
٩	10
10	١.
٥	٥

الفصل الرابع

العينات Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التي نريد قياسها عند كل افراد المجتمع . كالمجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس الفعلية لجمه ور المجتمع كله ؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك للجأ كم يلجأ غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative . . واختيار العينة اختيارا سليا يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسفر عنها طريقة الحصر الشامل .

وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

- ١ المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا : هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس . أو الحرفيين . أو عمال المصانع أو عمال مصنع معين . من الذكور . أو من الاناث . أو منها معا . وان كانت عينتنا من الاناث . . فالاناث العاملات . . أو غير العاملات من المتعلمات . أو من غير العاملات . . ان الشرط الوحيد هنا هو صدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلي Population .
- ٢ حجم العينة . والعينة الكبيرة عند الاحصائيين هي التي تتكون من ٣٠ فردا أو يزيد . .

ت الفوص المتساوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عينته فرصا متساوية Equal
 في الاختيار .

أنواع العينات:

ولاختيار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٦٠) طالبًا من طلاب السنة الأولى بكلية الهندسة لدراسة بعض من السمات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هو أن نلجأ لكشوف أسماء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٥٢. الخ.. حتى نحصل على مجموع الأفراد الذين نريدهم. وقد نلجأ في الاختيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخير على أساسها..

العينة القيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي تتطلب في عينته سمات أو خصائص معينة.. وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على 10٪ فأكثر في امتحان الثانوية العامة. فالمطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجموع طلاب الثانوية العامة وسيتبين لك ان عددهم قليل لدرجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم.. عندئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد مجتمع الطلاب بل عيدئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد مجتمع الطلاب بل هي حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا يتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثانى . .

العينة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقتين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات. . وهذه العينة تستلزم من الباحث الذي يتخبر عينته في ضوءها أن يحلل المجتمع الأصلي أولا، ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع . وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي . فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أفراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة .

الدرجة المعيارية: Standard score

لمقارنة درجة فرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو لمقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة. فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره، كذلك ايجاد الانحراف المعياري لها ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك فحصل على الدرجة المعياري وبذلك فحصل على الدرجة المعياري.

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للانحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

و فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

الدرجة المعيارية (ص)
$$= \frac{m-q}{3}$$

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين الدرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار تشتت الدرجات ذلك أن هذا التشتت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. الخ) وكما نعرف فان الانحراف المعياري انما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسبب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستويساتها المختلفة فساذا كسان الانحراف عن المتوسط موجبا فان هذا يعني زيادة الدرجة عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعني نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على 177 درجة 18 فإن هذه الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي 18 درجات) ذلك أن الدرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره (18 درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوى 18 18 18 كذلك فإن الطالب الحاصل

على « ١٥ درجة » تنحرف درجته عن المتوسط انحرافا سلبيا بمقدار « - ٣ » فالأنحراف هنا يساوي (١٥ - ١٨ = - ٣)

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحا ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطي المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كما يعرضها الجدول التالي:

الانحراف عن المتوسط	الدرجة	المتوسط	الاختبار
٤ +	44	٠ ١٨	القدرة الحسابية
٤ +	7 £	۲٠	القدرة اللغوية
٣ —	14	10	القدرة الموسيقية
٣ —	٧	1.	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة المسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة اللغوية ؟ وأن ضعفه في القدرة الموسيقية يساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية ؟ ان قيمة الانحرافات توكد صحة هذا الاستنتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث يصبح الانحراف الموجه المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للتوزيع من المتوسط وهذا لا يؤدى الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

فان الانحراف السالب (- ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار الدرجات ويقل تشتتها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي (٤ درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستويات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشتت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا التفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الفور لتخطئة حكمنا السابق .

فاذا كان الانحراف المعياري للاختبار الأول يساوي (0) والانحراف المعياري للاختبار الثالث المعياري للاختبار الثالث يساوي (٦) والانحراف المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فانه نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ($\frac{2}{6} = 0.0$) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة الحسابية وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ($\frac{2}{1} = 0.0$) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية وهذا يعني أن مستواه في القدرة الحسابية أعلى منها في القدرة اللغوية .

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار تساوي ($\frac{m}{\pi}$ = - ، ،) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في القدرة الموسيقية . وأن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري تساوي ($\frac{m}{2}$ = - ، ، ،) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية .

وهذا يعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف المعاري هي الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

- المتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قيم انحرافاتها المعيارية ، ذلك لأن عملية تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات جميع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتجعل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

ـ ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا) تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط تنحرف عنه انحرافا موجبا.

	$r(\frac{z}{\xi})$	ر - ف	'ح ِ	٠ ح	. س
			٤٩	٧ -	۳.
			٦٤	۸ –	. 4
ļ		,	· A1	۹ –	١
	.*	,	17	٤ -	٦
			í	۲ –	۸
		, '	17	٤+	12

r(\frac{z}{\xi})	$\frac{z}{\varepsilon}$) $\frac{z}{\varepsilon}$		ح	س
		£	۲ +	١٢
		٤٩	٧ +	۱۷
		۸۱	۹ +	. 19
		71	۸ +	١٨
_÷	مع صفر	بح- ۲۲۷	*· -	1
\	۲ = صفر ۱۰ = صفر صفر	ع 🚉 🕹 د	+ ۳۰ <u>+</u> صفر	

المئين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية مجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد هذه المجموعة ،فان النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ($\frac{1}{2}$) مجموع أفراد هذه المجموعة أي 7/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ، والتي يقع تحتها $\frac{7}{2}$ من مجموع أفراد هذه المجموعة أي 9/ منها هي ما تسمى بالربيع الأعلى Upper Quartile كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها 9/ من الحالات .

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ (١٠٠) التي ينقسم اليها التوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على المحرم الأجزاء أو الدرجات أو الأفراد، فالمئين الـ ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي بقل عنها أو يقع دونها مستوى أو (١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرانه في المجموعة.

ونحن في مجال علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسم له.

قاذا كان لدينا مجموعة مكونة من (٥٠) طالبا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضا أنه يقع في المئين الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) من بمجموعة الطلاب التي ينتمي اليها، و ٢٠/ حصلوا على درجات أعلى منه.ً وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الـ (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) والربيع الادنى تقع نفسه المئين الـ (٧٥) ذلك أن المئين الخامس والسبعين يقع قبله قبلها ربع القيم، كذلك فان الربيع الاعلى ألى المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رَجَعنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار متجمع صاعد	ట	ف
١٦٤	٣	۸۵
171	٥	٨٠
١٥٦	٥	٧٥
101	1.	٧٠
111	17	70
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى	۱۵	٦٥ فئة الربيع ٦٠ <u>الاعلى</u>
111	۲٠	٥٥ الاعلى
9 £	44	٥٠
าง	44	20 فئة الربيع
12نقطة الربيع الأدنى	10	٠٤ <u></u> الادنى
79	١٣	80
١٦	17	٣٠
٤	٤	70
صفر	"مصفر <u>"</u> "صفر	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى
$$=\frac{172}{5}$$

رتبة الربيع الاعلى
$$=\frac{172}{2}$$
 ٣ × $=$ ١٢٣=

الربيع الأدنى
$$= \cdot 2 + \frac{17}{0} \times 0 = 22$$

$$q=0 \times \frac{9}{10} + 7.9$$
 الربيع الأعلى $q=0$

فإذا أردنا أن نعرف المئين (٢٥) فائن رتبته
$$= \frac{70}{100} \times 178 = 11$$
 وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة (٤٠ –) . وتكون قيمته $=$

$$\epsilon \epsilon = \epsilon + \epsilon \cdot = 0 \times \frac{17}{10} + \epsilon \cdot = 0 \times \frac{79 - \epsilon 1}{10} + \epsilon \cdot$$

وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته
$$\frac{\text{VO}}{\text{VO}} \times \frac{\text{VO}}{\text{VO}}$$
 وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته \times

$$7^{\prime\prime} = 0 \times \frac{4}{10} + 7 \cdot = 0 \times \frac{112 - 177}{100} + 7 \cdot$$

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المئينية لقيمة من قيم المجموعة . . ؟

لقد تعلمنا كيفية الحصول على القيمة التي تقابل مئينا معينا ، ولكن كيف يمكن لنا معرفة درجة حصل عليها فرد أن نحدد مركزها وسط المجموعة التي ينتمي إليها هذا الفرد . . ؟ لنفرض أن هناك طالبا قد حصل على درجة ٥٨ في امتحان اللغة الانجليزية السابق الاشارة إليه فنلاحظ أن الدرجة ٥٨ تقع في الفئة (٥٥ -) وأن هناك (٩٤) فردا درجاتهم أقل من الحد الأدنى للفئة كذلك فإن تكرار الفئة (٥٥ -) هو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الفئة (٥٥ –) التي تقل درجاتهم عن ٥٨ هو $\frac{0.00}{0.00} \times 0.00$

أما حدد جميع القيم التي ثقـل عـن ٥٨ في المجمـوعـة = ٩٤ + ١٢ = ١٠٦ . ولما كان عدد أفراد العينة = ١٦٤ فإن المئين المقابل للدرجة (٥٨) هو ١٠٠ × ٢٠٠ = ١٠٠ = ١٤,٦٣.

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الوتبة المئينية التي تقابل احدى القيم في أي المجموعات هي: _

- ـ عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة.
- ـ احسب عدد أفراد الفئة التي تقل عن القيمة تبعاً للمعادلة الآتية :

- "جمع التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الفئة + عدد قيم الفئة التي تقل عن القيمة المعطاه.

_ تحسب الرتبة المئينية المطلوبة بالمعادلة التالمة:

مثال (١)

الجدول التكراري التالي يصور درجات بجموعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جماعتهم بسهات القائد وسهات الفرد المحبوب وسهات الفرد المنبوذ

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
۳۰	۳٠	۲
۸٠	٥٠	٤
۱۲۰	٤٠	٦
۱۷۰	٥٠	٨
۲	۳.	1.
	7	

والمطلوب ايجاد المئين ٦٠، ٨٠ ثم ايجاد الرتبة المئينية .

مثال (٢)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لا يجاد المئين ٢٠، ٢٥، ٣٠، ٣٥، ٨٠، لمثال وزنُّ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: _

ك	ف
۲	۲٠
٥	١٨
10	١٦
18	11
٨	17
Y	١٠

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المثنين الـ (٢٠) والـ (٥٠) والـ (٤٠).

ثانياً: حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

٧.

الفصل الخامس

معاملات الارتباط

Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في علم النفس لأغراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السمات وبعضها البعض.

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قدرتين لا يعني أن أحدهما علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين للسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له .

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي يبين مستوى العلاقة وحجمها ، بين ظاهرتين يتغير ان معا . أو هو مقياس يبين التغير الاقتراني بين ظاهرتين . وهو معامل يتراوح بين ± (٠,١): أي أن معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون سالبا وقد يكون واحدا صحيحا أو كسر من (١) صحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرة الأخرى أو المتغير في أحد الظاهرة الأخرى أو المتغير الآخر، وان هذا التغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها بَيْرُيادة درجة الحرارة، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة .. وهنا يكون الاقتران ايجابيا . كذلك العلاقة بين قطر الدائرة ومحيطها . وأيضا فانه كلم زاد الضغط قل الحجم والعكس صحيح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا .. في حدود معينة .. ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (١٩٨٠ ، ١٩٠٠ ، ١٩٠٥) بين التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (١٩٣٠) أو (١٩٠٥) بين التحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (١٩٣٠) أو (١٩٢٠) من الخلات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين التغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتماعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في مجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب + 1 انما تكون العلاقة دائما كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سالبة . والعلاقات بين المتغيرات قد تكون:

- _ تامة موجىة.
- _ تامة سالىة.
- جزئية موجبة.
- ـ جزئية سالية.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صفر).
 - ومعاملات الارتباط التي سوف ندرسها:
 - ـ معامل ارتباط الرتب لسبرمان.
 - معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
 - معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف.
 - ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
 - ـ معامل التوافق
 - ـ معامل فاي
 - _ معامل الارتباط الثنائي.

معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب بحموعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو « النبذ» ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين . ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن به تحقيق هذا الهدف وهو على النحو التالي:

$$\left(\frac{1}{0} + \frac{1}{0} + \frac{1}{0} + \frac{1}{0}\right) = \frac{1}{0}$$

فلنفرض أن لدينا مجموعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القيادة» وسمة «النبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالى:

مربع	الفرق	رتبه سمة	رتبة سمة	سمة النبذ	سمة	أفراد
		. النبذ	القيادة		القيادة	العينة
17,4	۳,0 _	٤,٠	٧,٥	Υ .	٣	١
١,٠	۱,۰ _	٦,٠	٥	٥	٥	۲
۲۰,۳	٤,٥ _	٧,٥	٣	٤ ا	٧	٣
١,٠	۱,۰ –	٣,٠	۲	٨	٨	٤
١,٠	۱,۰ -	۲,٠	\ \	٩	٩	٥
۲٥,٠	٥,٠ _	١,٠	٦	١٠	Ĺ	٦
7,8	۲,0 -	0,.	٧,٥	٦	٣	٧
۲,۳	1,0 -	٧,٥	۹,۵	٤	۲	٨
١,٠	١,٠ -	٩,٠	1.,.	٣	1	٩
٣٦,٠	٦ -	1.,.	٤,٠	1	٦	1.
1.7,7			<u> </u>	<u> </u>		

نلاحظ أن هناك قيمة تكررت في سمة القيادة رقيمة أنرى تكررت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا متوسطا لكل من هاتين القيمتين. فالقيمة (٣) تكررت مرتين في سمة القيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة متوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لها الرتبة (٩). وهذا نفسه نقوم به بالنسبة المقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكررت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على ترتيب متوسط أيضا.

ر
$$=$$
 $\frac{17\sqrt{7}}{49} = \frac{17\sqrt{7}}{49 \times 10} = \frac{17\sqrt{7}}{49 \times 10}$ مثال آخر:

هناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب نحن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع بسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم (س)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
۳.	٣	
,	١	. 4
٣	۳ .	٣
\	1	, £

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	١	٥
٣	۴	٦
١	١	٧
١	٣	٩
٣	,	
١	٣	١٠
١	٣	١١
۴	\	١٢

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف الحصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان . . وكانت الدرجات كما يعرضها الجدول التالي:

لتطبيق الثابي	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم
٦٧	٦٧	١٦	٦٧	77	١
77	٧٣	۱۷	٦٧	٧٠	۲
٦٧	٦٧	١٨	٦٧	٧٠	٣
γ.	٦٧	19	79	77	٤٠
٦٧	٦٧	۲۰	۸۵	٦٧	٥

التطبيق الثانى	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم
٦٧	17	71	77	٦٧	٦
۱۷	۱۹	**	79	٦٧	٧
٧٣	٦٧	74	٤٩	٥٢	٨
٧٢	٦٧	۲٤	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 40	٦٨٠	٦٩	١٠
٦٧.	٦٧	۲٦	٦٧	٦٧	11
٦٧	'٦٧	. ۲۷	٦٧	٦٧	14
` V٣	· YA	۲۸	79	71	١٣
٧٦	٧٠	۳٠	17	٦٧	١٤

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرتب لسبر مان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي يبين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	رقم	التطبيق الثالث	وقم
٦٧	۱٦٠	٦٧	١
٧١	۱۷	٦٧	۲
٦٧	١٨	٦٧	٣
٦٩	۱۹	٧٥	٤
٦٧	۲٠	09	٥
٦٧	۲۱	٦٧	٦
صفر	77	٧٨	٧
٧٣	۲۳	٥٢	٨
٦٧	72	٦٧	٩
٦٧	70	٦٧	١.
٦٧	۲٦	٦٥	11
77	44	٦٨	١٢
٧٣	۲۸	٧١	18.
77	۲٠	٧٢	1 1 2
79	٣٠	٦٧	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضهار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التفرغ لعمله والاهتهام به ورفع معدلات انتاجه.. فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا (١٥) أسرة كبيرة العدد وحصرنا معدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سبيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها.

معدلات انتاج رب الأسرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
١٨	٥	1
۱۷	٧	۲
13	٦	٣
15	A,	í
74	٨	٥
۲۸ ۰	Ĺ	٦
10	٦	٧
۲٠	٩	٨
72	1.	4
77	٦	1.
44	1.	11
٣٠	٨	14
77	٥	14
71	٤ .	1 £
١٨	٨	10

معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لاية قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصانها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بينا الأمر مختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فاننا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة نما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتباط بسيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات مجموعة مكونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام مباشرة . .

ص۲	۳۰۰	س × ص	قيم ص	قيم س	الأفراد
19	٩	۲١	٧	٣	١
70	٤	١.	٥	۲	۲
1	٤٩	٧٠	١٠	٧	٣
47	40	۳٠	٦	ه	í
111	71	47	14	٨	٥
405	101	444	٤٠	40	ن≕ ه

والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- _ الحصول على مجـ س، مجـ ص وهي القيم الخام نفسها .
- ضرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم
 الحصول على مجـ س ص.
- _ تربيع قيم (س)، وكذلك تربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س٢، مجـ ص٢.

معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينها بحساب انحراف كل قيمة من قيم كل متغير

- عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .
- أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على مجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المتغير.
- م غجمع قيم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).
- _ نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن متوسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (حَ س).
- _ كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح ص).
- _ نربع كل انحراف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود ح س٢ والعمود ح ص٢ ثم نجمع ح س٢ ، ح ص٢ فيكون لدينا مج ح س٢ ، مج ص٢ .
- _ وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود ح س ح ص . ثم تقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج ح س ح ص .
- أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغيرين على النحو التالي:

۲۸,۷۵ — ۱۷,۲۵	057,00	٧١,٢٥	174,40	٠٠٨,٢٥	1 - 1, 70	۲۸,۷٥	17,70	07,40	٠٢,٧٥	44,40	47,70	00/2 × 01/2
	۲۰۱۰,۵۰۰	714,40	T27, T0	7,70	Y7,70	144,40	27,70	17,70	٠,٢٥	177,70	144,40	100
ـــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	· ÷ + 1.0	۲۸,۵	14,0	1,0	>,0	11,0	, o.	7,0	.,0	71,0	11,0	8
	خ- ۲۲،۵	7,70	07,70	T., TO	107,70	1,70	7,70	T£ ., YO	07,70	7,70	07,70	
17,0	۲۲,0 + 봊	۲,٥	۷,۵	0,0	17,0	۲,٥	۲,٥	10,0	۷,٥	1,0	٧,٥	<i>C</i> 1
¥ 74,0	7 > 0		٠,	•	₹.	•	60	2.4	۲۳.	all •	•	æ
14,0	١٧٥	í	·	74	•	6	∹	77	<u>ب</u>	<u>-</u>	70	ď
المتوسط			ھ	>	∢.	æ	ь	fw.	7	ન	_	C.

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باسنخدام المنوسط الحسابي على النحو التالي:

$$c = \frac{\cancel{2} - \cancel{2} - \cancel{2} - \cancel{2}}{\cancel{2} - \cancel{2} - \cancel{2} - \cancel{2}}$$

أي يكون معامل الأرتباط في هذه المسألة: ر =

معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المتوسط الحسابي الحقيقي) ان السهولة التي تتميز بها هذه الطريقة قد اضاعتها القيم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نعاول في طريقة أستخدام المتوسط الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي الحقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نختار الوسط الفرضي (١٨) للمتغير (س) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي .

$$\frac{\frac{\lambda + \bar{\zeta} + \omega + \bar{\zeta} + \omega}{0}}{\sqrt{1 + (\frac{\lambda + \bar{\zeta} + \omega}{0})^{2}}} = \frac{1}{\sqrt{1 + (\frac{\lambda + \bar{\zeta} + \omega}{0})^{2}}}$$

ونعرض فيا يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور.

ح س × ح ص	ح ص ٔ	خ ص	حَ س	حَ س	ص	س	ن
YY	171	11	. £ 9	٧	٥٠	70	١
41	٤٤١	71		١,	٦٠	14	۲
٨	••1	١ ،	.72	٨	٣٨	1.	٣
٤٥	٩	٣	770	10	٤٢	77	Ĺ
١٢	۳٦ :	٦	٠٠٤	۲	٤٥	۲٠	٥
٣٣	171	11	9	٣	٥٠	10	٦
117	۸۱	4	179	۱۳	۳٠	٥	٧
•••	١ ١	١	.40	٥	٤٠	74	٨
107	411	19	١٦٤	٨	۲۰	1.	4
, VA	٨٤١	44	9	٣	1.	10	1.
007	7-17	04 +	719	٣٥	440	140	ن =
<u> </u>		٥٨ —		۳۰ +	44	١٨	م =
071 +		٥٨ —		<u> </u>			

معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار . . وجدول الانتشار الجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها . على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والثاني . بينا في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الجدول . .

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفئات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على (٤٠) فردا . وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط . .

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) ونحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت:

ص	س	ن
v	٣	1
٥	۲	۲
١٠	٧	٣
	١٥١	٤
٦	٥	٤
17		٥
į.	70	

جدول ارتباط Correlation table

,

مج	- 17	- ^	£	س/ص
۲			11	- 4
۲		,	١	0
١	`			- A
0	1	1	٣	معج

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ ـ د على ان هناك علاقة موجبة

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

- هذا الجدول على النحو التالى :ــ
- ١ ـ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية.
- ٢ ـ وجعلنا فئات المتغير ص في المربعات الافقية .
- ٣ _ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول التكراري.
- ي وضعت درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معا فعلى سبيل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وهما ٣، ٧ معا. فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤ _) ذلك في المربع الذي يجمع بينهما ...
 - وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

مثال

الدرجات التالية هي درجات عينة مكونة من (٨) افراد في متغيرين (س ، ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضيح شكل هذا الارتباط . . .

بعدول ارتباط مزدوج Double frequency table

مج	~ 07	- ٤٢	- ۲۷	- 17	س/ص
٤	1	11	,		_ ٢
۲	1		11		- 14
صفر					- 77
٢				1/	- 47
۸	 	۲	7	۲	مج

لقد تم تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسير في الاتجاه (جـ ـ ب).

أمثلة منال (١)

طبق اختبار سوسيومتري على مجموعة من الطلاب عددهم (٣٨) طالباً وطالبة وكانت درجاتهم في الأبعاد الثلاثة للمقياس السوسيومتري كما يلي:

•		J U .	•	= 1.1 .2
	التبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
	۳ ۱۱ ۱۳	١٤	74	١
ĺ	11	١	£ Y•	۲
	۱۳	Υ.	7.	٣
	صفر	۲	٣	Ĺ
ļ	1	صفر	صفر	٥
İ	۱ ۳	صفر ٥٠	صفر	1 1
١	. 0	0 +	ĹĹ	٧
١	٠ ٢	1	٣	٨
ı	صفر	صفر	صفر	9
l	١ ١	صفر	٥	1 1.
l	١٦	. 1	۲	11
İ	۳ ا	۲	٥	14
l	۱	٣	٣	14
	٣	Ĺ	111	12
	٣	صفر	٦	10
	۱۳	٥	Ĺ	17
	مفر	مفر ا	صفر	. 14
	صفر	مفر ا	صفو صفو	١٨
	٥	١ ١	مفر	19
		۲	٣	n, t.
	مفر ا	١ [۳	1- 11
	٥١	مفر	Ĺ	77
_	£	۲	٥	74

النبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
صفر	صفر	صفو	71
١٢	٣	۱۳	40
۲	١	٠, ٣	47
۲	۲	٥	44
٧	. 44	10	. ۲۸
۲	٤	12	44
صفر صفر صفر	صفر	١	٣٠
صفر	٨	۱۳	۳۱
صفر	١	٤	44
١	1	٣	. 44
٥	أصفو	4	4.5
44	٣	١٠.	40
٥	í	Y	47
10	۲	۲	, 44
١٥	۲	۲	٣٧
٥	صفر	۲	٣٨

المطلوب أولا:

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

ثانيا :

حساب مغاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

ثالثا:

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة، وبين القبول والنبذ، وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي، ثم بطريقة المتوسط الحقيقى.

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات الـ: ۲۵، ۲۵، ۵۰، ۵۵، ۹۹، ۹۹

10	۲٠
1.	40
17	۳۰
١٣	70
12	٤٠
17	٤٥
١٢ :	0 •
١٢	00
_14	٦٠
14.	

مثال (٣):

۳٠	40	۲٠	1.4	17
٧٠	70	٦٠	٦٠	٥٠
11	١٣	10	١.	17
٧٠	70	٤٠	٣٠	١٥
١٥	۳۰	۲۸	77	70
٦٧	70	71	٦٠	٧٠
٦٨	٧٠	۸٠	. 74	٧٩
70	۲٠	17	10	٨٠
77	19	17	71	77
۳۷	٣٦	74	77	٤٣
L				} I

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٣٥.

احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختبارات المنتسبة على بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو التالي :ــ

مثال (٤):

الاختبار الدرجة الخام المتوسط الحسابي ۲. ۲. 40 . ٥. ١.

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

اختبار (1)	اختبار (٣)	اختبار (۲)	اختبار (۱)	
١٨	۲٠	17	1.4	١
44	١٥	1.8	۲٠	۲
7 £	٣٥	14	٣٥	٣
74	٣٤	71	. ٣٠	i
١٦	17	٣٥	17	ه
14.	1.4	۳۰	75	٦
19	77	70	۳۰	٧
٧٠	72	17	17	٨
40	77	77	1.9	4
77	10	72	١٨	١٠
٣٠	71	77	40	11
17	77	40	۳۰	17
14	1 1 1	١٨	44	18
۲٠	١٨	17	44	١٤
**	١٦	11	**	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية .

معامل التوافق Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسهان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا متصلا ولا شترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النالي يوضح هذا الامر. علم بأن قانون معامل التوافق هو :

$$\overline{\frac{1}{a+7}} - \sqrt{\frac{1}{a+7}}$$

المجموع	ناجح	ر اسب	التحصيل الدراسي
. 4.0	10	1 £	رياضي
44	۲٠	4	غير رياضي
٥٨	70	**	المجموع

رياضي
$$\frac{1}{rq} = \left[\frac{1}{rq} + \frac{1}{rq}\right]$$

ریاضی
$$\frac{1}{r_1}$$
 [۲۰,۸ + ۲۲,۲] $\times \frac{1}{r_2}$ (یاضی

$$\times$$
 ۰,۰۳٤٥ = ۱٤,۹٥ \times $\frac{1}{rq}$ = [۱۱,٤٣ + ۳,٥٢] $\frac{1}{rq}$ غير رياضي غير رياضي .,0١٥٧٧٥ = ١٤,٩٥

$$\cdot,719 = \frac{\cdot,177}{\cdot,7.7} = 0$$
ق

ومن الجدولُ التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ٠,٧٠٧

المجموع	غير مستهدف		الحكانة السوسيومترية
17	١٣	٣	المقبولين
14	Y	11	المنبوذين
72	۲٠	١٤	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient

معامل فاي Phi يمكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. فقد نريد ايجاد العلاقة بين مجموعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا ومجموعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا مجموعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداها تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحان والقسم الآخر لم يتعرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	الجموع	ار لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي التبيعة الامتحان
+,£Y	۸٠	10	40	رسبوا
٠,٥٣	٩.	70	٦٥	رسبر نجحوا
٦,٠٠	17.	٧٠	١	المجموع
	1,	٠,٤١	•,09	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخـل هــذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بحساب نسبة كل طلبة

وذلك بقسمة تكرارها على المجموع الكلي .

فالتكرار ٢٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠
$$= ...$$
 (أ) والتكرار ٤٥ يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ $= ...$ (ب)

النسبة	لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي التيجة الامتحان
۰٫٤۷ (هـ) ۰٫۵۳ (ي)	۰٫۲٦ (ب) ۱۹۰۰ (د) ۱۹۰۱ (<u>ي</u>)	۱۶,۰(۱) ۱۹۳۰ (جـ) ۱۹۹۰ (هـ)	رسبوا غبحوا النسبة

وقانون Phi على النحو التالي:

$$\frac{\cdot, \forall x \times \cdot, \forall y - \cdot, \forall x \cdot, \forall y}{\cdot, \forall x \times \cdot, \forall x \times \cdot, \forall y} = \phi$$

$$\frac{\cdot, \cdot 9 \wedge \lambda - \cdot, \cdot \pi \circ \circ}{\cdot, \tau \circ \circ \circ} = \frac{\cdot, \tau \circ \circ \circ \circ}{\cdot, \tau \circ \circ \circ \circ} = \frac{\cdot, \cdot \tau \circ \circ \circ \circ}{\cdot, \tau \circ \circ \circ \circ \circ} = 0$$

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا بنعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التالي:

النسبة	المجموع	لا	نعم	السؤال الثاني
٠,٥٠	10	٥	١.	نعم
٠,٥٠	10	١٠	٥	الا ً
1, • •	۳٠	10	10	مجد
	1, • •	٠,٠	٠,٥٠	النسبة

النسبة	3	نعم	السؤال الأول السؤال الثاني
۰٫۵۰ هــ	۰٫۱۷ ب	1 .,٣٣	انعم
۰٫۵۰ ي	3 -, 44	٠,١٧ جــ لا	4
1,	۰٫۵۰ يَ	۰٫۵۰ هَــ	النسبة

معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدتين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الثاني لنحل هذه المشكلة .

فالجدول التالي يبين عدد الافراد الذين وقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

الجموع	- 0	- i	- r	- ٢	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
١٩	٥	1.4	**	14	77	عليهم جزاءات
		,				أفواد لم توقع عليهم
١ ١	صفر	٦	71	77	.01	جزاءات
١٠	٥	72	27 -	۳٥	14.	المجموع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين متغيري الجزاءات والعلاوات.

المتغير الأول:

			· · ·
ك ح	ح	ك	ف
14 ~	۲ –	- q	١
0 -	1		۲
صفو ۲۲	صفو	1.4	T
**	1	**	£
71	۲	14	٥
77 -		77	
٤٦ +			
77	Ì		
I		1	l

$$1 \times \cdot, \tau_{\lambda} + \tau_{\lambda} = 0, \tau_{$$

المتغير الثاني:

ك ح	ح	ڬ	ف
۲ -	۲ -	١	١
صفر	١-	صفر	۲
صفر صفر	صفر		P
72	• •	: 71	Ĺ
27	۲	74	٥
Y •		01	
<u> </u>			
7.8	1		

$$1 \times 1,700 + 7,0 = 1 \times \frac{1}{10} \times 7,0 = 0$$

$$= 1,700 + 7,0 = 0$$

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	ك ح	۲	丝	ف
1.	7	. ۲ —	1.	1
٥	0 —	1-	٥	۲
صفر ٤٦	صفو	صفر	71	٣
٤٦	٤٦	١	٤٦	Ĺ
12.	<u>v·</u>	۲	70	٥
,,,,	117		1114	
	41			

$$\frac{7}{17\cdot} - \frac{771}{17\cdot}$$
 $\frac{7}{17\cdot} - \frac{771}{17\cdot}$
 $\frac{7}{17\cdot} - \frac{771}{17\cdot}$
 $\frac{7}{17\cdot}$
 $$\frac{\cdot, \cdot, \cdot, \cdot}{\cdot, \cdot, \cdot} \times \frac{\cdot, \cdot, \cdot}{\cdot, \cdot, \cdot} \times \frac{\cdot, \cdot, \cdot}{\cdot, \cdot, \cdot}$$
اذا رث

معامل الارتباط الثنائي
$$=\frac{-119,0}{1,1114} \times \frac{712,0}{7,0}$$

٠,٤٩٨ ___

ولقد تمكن دنلاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالة:

$$\frac{1}{3} \times \frac{1}{2}$$

$$+ r,o = 1 \times .,vox + r,o = 1 \times \frac{91}{17.} + r,o$$

$$\frac{2.00}{1.00} \times \frac{2.700 - 7.020}{1.00} \times \frac{2.700}{1.00}$$

$$1,11 \cdot X \frac{\cdot,11 \cdot -}{1,1719} = 0$$

$$\cdot,111 \cdot X \cdot,707 = 0$$

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

المجموع	٥	í	٣	۲	١	التوقية الجزاءات
11	4	71	18	٨	۱۲	وقعت عليهم جزاءات لم توقع
٥٤	17	77	٥	í	۲	عليهم جزاءات
۱۲۰	47	٥٠	1.4	۱۲	١٤	المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجموعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نفسه استخدم محكا خارجيا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول التالى الوصول الى هذا:

المجموع	٥	٤	٣	۲	,	مقياس الجزاءات المحك الخارجي
01	-	۲	10	44	٩	لم توقع عليهم جزاءات
7; 14•	-	٦ ٨	۳٠ ٤٥	۲۲ ۵۰	۸ ۱۷	وقعت عليهم اجزاءات المجموع

الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singnificant والدلالة تعني ان هناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها . ونحن نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالة :

- ١ حديد عدد أفراد العينة التي نريد حساب العلاقة او الارتباط بين متغيرين
 قيسا فيها ، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز (ن » .
- کے حساب درجة الحریة Degrec of freedom ذلك بطرح عدد γ من قیمة γ ن γ الحریة γ ن γ ن γ الحریة γ
- " _ نأخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠,٠)، (١٠٠) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتغيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها . أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين الرتباط دال احصائيا .
- إذا كان معامل الارتباط له دلالة عند ٠,٠١ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا كان له دلالة عند (٥,٠٥) فان هذا يعني أن نسبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينما نسبة الثقة فيه تساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيما يلي لجدول معاملات الارتباط: _

		درجات الحرية			ادرجات الحرية
٠,٠١	٠,٠٥	(Y - V)	•,•1	٠,٠٥	(4 - 4)
٠,٤٩٦	٠,٣٨٨	۲٤	1,	994	1
٠,٤٨٧	٠,٣٨١	70	٠,٩٩٠	+,40+	۲
٠,٤٧٨	٠,٣٧٤	41	٠,٩٥٩	•,474	۳.
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	7.4	۱۷ر۹	٠,٨١١	1
٠,٤٥٦	۰,۳۵۵	79	۰,۸۳٤	۰,۷۰۷	٦
٠,٤٤٩	٠,٣٤٩	۳٠	•,٧٩٨	٠,٦٦٦	٧
٠,٤١٨	٠,٣٢	٣٥	٠,٧٦٥	,777	٨
٠,٣٩٣	٠,٣٠٤	1 2.	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	٩
•,477	•,444	10	٠,٧٠٨	+,0Y7.	12
-, 401	٠,٢٧٣	٥٠	٠,١٨٤	٠,٥٥٣	11
•,440	٠,٢٥٠	٦٠	1,771	٠,٥٣٢	١٢
٠,٣٠٢	٠,٢٣٢	٧٠	137,1	٠,٥١٤	۱۳
*, * *	1,717	۸٠	٠,٦٢٣	1,597	11
٠,٢٦٧	+,7+0	4.	1,7.7	,	10
+,701	1,190	1	.,04.	٠,٤٦٨	17
+,444	1,171	140	.,040	. •,£07	. 17
٠,٢٠٨	٠,١٥٩	10.	150,0	.,111	۱۸
1,124	٠,١١٣	7	٠,٥٤٩	٠,٤٣٢	19
+,174	٠,٠٩٨	٤٠٠	٠,٥٢٦	٠,٤١٣	71
٠,١١٥	•,•۸٨	0	.,010	1,1.1	77
٠,٠٨١	٠,٠٦٢	1	٠,٥٠٥	٠,٣٩٦	74

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعما اذا كان له دلالة ام لا، فاننا نعطى المثال التالي:ــ

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على مجموعة مكونة من (2۷) طالبا من طلاب مدرسة الصناعات الزخرفية، وطلب من الباحث حساب معامل الارتباط بين مستوى التحصيل ومتغير السن لدى هؤلاء الطلاب ولقد حصل الباحث على معامل ارتباط يساوي (...0, ولكي نعرف عها اذا كان هذا المعامل يدل على علاقة حقيقية بين متغيري السن والتحصيل الدراسي أم لا.. فاننا نحسب درجة الحرية وهي هنا تساوي 2 - 7 = 2. ونقوم بالكشف عن دلالة معامل الارتباط الذي وصلنا اليه نجد أنه يتجاوز قيمة الرقم الموجود تحت (...0, وكذلك القيمة الموجودة تحت (...0, وهذا يعني ان هذا الرقم دال عند مستوى ثقة (...0, أي أنه يدل على علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين.

الفصل السابع مقاييس الدلالة اختبار « ت » test «t»

يستخدم اختبار « ت » كوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين، وعما اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيفي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجراء هذا البحث عدة مرات . .

وعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مختلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بـ

$$\frac{1}{\sqrt{1-1}} - \frac{1}{\sqrt{1-1}} \\
\frac{1}{\sqrt{1-1}} - \frac{1}{\sqrt{1-1}} \\
\frac{$$

أما اذا كان عدد افراد العينتين متساويتين فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$\frac{\frac{\gamma_1 - \gamma_1}{\gamma_2}}{\frac{\gamma_2}{\gamma_1 - \gamma_2}} = \overline{z}$$

ويلاحظ هنا اننا نطرح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن 🖳 ١).

واليك مثالين يتبين منهما كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا. أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقي ام فرق يرجع لظروف التطبيق...؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

كح	ك ح	ځ	실	ف
۲۸	11 -	۲ —	γ	٥
٨	v —	1 —	٨	١٠
صفر	۸ — مفر ۱۰	صفر	ò	١٥
1.	1.	١	1.	۲.
77	١٨	۲	4	70
44	٣٣	٣	11	۳٠
141	71		0.	
	<u> </u>		[
	77-			

$$0 \times \cdot, \forall A + 1 \forall, 0 = 0 \times \frac{\forall A}{0} + 1 \forall, 0 = \emptyset$$

$$71,\xi \cdot = r,4 \cdot + 1 \lor,0 = \rho$$

$$71,\xi \cdot = r,4 \cdot + 1 \lor,0 = \rho$$

$$9 = \frac{7(r+1) - 1 \land 1}{0 \cdot 0} = \rho$$

$$9 = 0 \quad 77,7 - 1 \land 1 \cdot 0 = \rho$$

$$9 = 0 \quad 77,7 - 1 \land 1 \cdot 0 = \rho$$

$$9 = 0 \quad 77,7 - 1 \land 1 \cdot 0 = \rho$$

$$9 = 0 \quad 77,7 - 1 \land 1 \cdot 0 = \rho$$

$$9 = 0 \quad 77,7 - 1 \land 1 \cdot 0 = \rho$$

الطالبات

ك حَ '	ك حَ	ځ	ك	ڧ
71	14-	۲-	٦	٥
٦	٦-	1 -	٦	1.
صفو	صفر	صفر	٨	10
صفو ۷	v	١	٧	۲٠
٦٠	۳٠	۲	10	70
177	01	٣	11	٣٠
709	14-		7.	
	41			
,	٧٣			

$$0 \times 1.717 + 17.0 = 0 \times \frac{77}{1.0} + 17.0 = 0$$

$$\frac{\overline{r(1,r)r)-\epsilon,r)r}}{r(1,r)r)-\epsilon,r)r} = \frac{r}{r} = \frac{\overline{r(r)}-\frac{r}{r}}{r} = \epsilon$$

(ت) ليس لها دلالة عند أي من (٠,٠١) أو (٠,٠٠) كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين

منساوينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قيمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا . . ؟ الطلبة:

ك حَ٢	ك حَ	ػٞ	త	ف
۲٦	14-	۲	٩	٥
17	14	. 1—	14	١.
صفر	صفر	صفر	٣	10
١٠	۱٠	\	١٠	۲.
71	۱۲	۲	٦	. 40
٨٢	۳۰ —		٤٠	
	44 +	ļ		:

الطالبات:

	r			•
ك حَ٢	ك حَ	حَ	ك	ف
۲٠	1	۲ —	٥	٥
٩	۹	1-	٩	١ ،.
صفر ۱۱	صفر	صفر	14	١٥
	11	١	11	۲۰
<u> </u>	£	. *	۲_	70
٤٨	19 -		i.	
	10 +			
	£			

عينة الطلب

$$0 \times (\cdot, \tau -) + 1 \vee , 0 = 0 \times \frac{\lambda -}{\epsilon \cdot} + 1 \vee , 0 = \rho$$

$$\frac{\overline{\Upsilon(\Lambda-)} - \frac{\Lambda\Upsilon}{1}}{1} = 0$$

$$\overline{r(\cdot, r-)-r, \cdot o} \circ = \varepsilon$$

$$\overline{\circ, \circ \circ} = \circ \sqrt{\circ \circ, \circ}$$

$$v, \cdot \lambda \lambda o = 1, \epsilon_1 v v \times o = \overline{v, \cdot 1} v o = \epsilon$$

$$0 \times (\cdot, 1 -) + 14,0 = 0 \times \frac{1 - }{1 \cdot } + 14,0 = 0$$

$$1 \forall v, - = \cdot, 0 - 1$$

$$1 \forall v, 0 = (\cdot, 0 -) + 1 \forall v, 0$$

$$\frac{\overline{Y(\underline{i} -)} - \underline{i} \wedge \overline{1}}{\underline{i} \cdot \overline{1}} \wedge 0 = \underline{\varepsilon}$$

$$\overline{Y(\underline{i} -)} - \overline{Y(\underline{i} -)} - \overline{Y(\underline{i} -)} \wedge 0 = \underline{\varepsilon}$$

$$\overline{Y(\underline{i} -)} - \underline{Y(\underline{i} -)} \wedge 0 = \underline{\varepsilon}$$

$$\overline{Y(\underline{i} -)} - \underline{Y(\underline{i} -)} \wedge 0 = \underline{\varepsilon}$$

$$\overline{Y(\underline{i} -)} - \underline{Y(\underline{i} -)} \wedge 0 = \underline{\varepsilon}$$

$$1,19 \lor 0 = 0$$

$$3,1010 \lor 0 = 0$$

$$9,1010 \lor 0$$

$$0,1010 \lor 0$$

$$0,1010 \lor 0$$

$$0,1010 \lor 0$$

$$\frac{71 - 77}{77 + 3^{7} + 7}$$

$$0 \to 0$$

$$v = \frac{\overline{0.0}}{0.000} = \frac{\overline{0.0}}{0.000} = \frac{0.00}{0.000} = 0.000$$

ليس لها دلالة عند اى من مستويات الدلالة.

حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨٠ لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى (٠,٠٥)، (٠,٠١) فتبين ان قيمة ت في الجدول عند (٠,٠٠) تساوي ١,٩٨ وهذه تفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (١,٢٠٢) التي حصلنا عليها تؤكد عدم وجود دلالة _ أي ليس هناك فرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينها وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩ ٢٠٠٤.

نسبة الاحتالات

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥.	•,1•	٠,٥٠	درجات الحرية
					(ن ـ ٣)
ت = ٦٣,٦٦	ت = ۲۱٫۸۲	 1,711 = ご	ت = ٦.٣٤	ات=۱٫۰۰۰	١
4,4 4	7,47	٤,٣٠	7,47	٠,٨١٦	۲
0,41	1,01	7,14	7,40	٠,٧٦٥	٣
1,7.	7,70	۲,٧٨	7,17	٠,٧٤١	٤
٤,٠٣	7,77	7,07	۲,•۲	.,٧٢٧	0 '
7,71	7,12	Y,£0	1,92	٠,٧١٨	٦ !
۳,۵۰	٣,٠٠	۲,۳٦	1,4 •	٠,٧١١	Y
7,77	۲,4 ۰	7,71	1,47	٠,٧٠٦	,
7,70	7,47	۲,۲٦	1,47	٠,٧٠٣	. 4
. ٣,١٧	۲,۷٦	۲,۲۳	1,41	٠,٧٠٠	١.
۳,۱۱	4,71	۲,۲۰	1,4 •	•,747	11
۳,۰۶	۲,٦٨	4,11	1,77	٠,٦٩٥	١٢
۳,۰۱	7,70	7,17	1,77	.,791	14
Y,4 A	7,77	Y,12	1,77	1,797	11
'	7,7.			,741	j
7,90	7,01	7,18	1,70	- 1	10
7,4 7	i	7,17	1,70	•,14•	17
۲,۹۰	7,07	7,11	•,172	•,784	14
. ۲,۸۸	7,00	7,1 •	1,74	•,٦٨٨	14
۲,۸٦	7,01	Y,+4	1,74	•,٦٨٨	14
۲,۸ ٤	7,07	Y, • 9	1,77	٠,٦٨٧	۲٠
1					

٠,٠١	٠,٠٢	•,•0	• • • •	٠,٥٠	درجات الحوية (ن ـ ٣)
۲,۸۳	7,07	۲,۰۸	1,77	۰,٦٨٦	71
4,47	7,01	7,00	1,77	٠,٦٨٦	- 4-21 YY
7,41	۲,٥٠	۲,۰۷	1,71	٠,٦٨٥	77
۲,۸۰	7,29	۲,٦	1,71	•,٦٨٥	72
7,74	4.24	۲,۰٦	1,71	٠,٦٨٤	40
7,71	٠,٤٨	۲,۰٦	۱,۷۱	1,782	77
7,77	7,17	۲,۰۵	1,7.	+,782	77
7,77	7,27	Y,+0	١,٧٠	•,74٣	74
7,77	۲,٤٦	۲, • ٤	١,٧٠	٠,٦٨٣	79
7,70	7,27	۲,• ٤	۱,٧٠	٣٨٢,٠	ا ۳۰
7,77	٣,٤٤	۲, • ۳	1,74	٠,٦٨٢	70
7,71	7,17	۲,۰۲	1,74	1,71	٤٠
7,79	7,21	۲,۰۲	1,74	٠,٦٨٠	٤٥
۲,٦٨	۲,1 ۰	۲,۰۱	1,74	+,774	٥٠
7,77	7,49	7,	٠,٦٧	۸۷۲,۰	٦٠]
7,70	۲,۳۸	۲,۰۰	1,74	•,٦٧٨	٧٠
7,71	۲,۳۸	1,44	1,77	٠,٦٧٧	۸٠
7,78	7,47	1,99	1,77	•,177	4 -
7,78	7,77	1,41	1,77	•,777	1
7,77	7,77	1,44	1,77	٠,٦٧٦	170
17,71	4,40	1,44	1,77	٠,٦٧٦	10-
7,7.	7,40	1,44	1,70	٠,٦٧٥	***
7,04	7,71	1,44	1,70	٠,٦٧٥	***

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	•,1 •	٠,٥٠	درجات الحرية (ن - ۳)
7,09	۲,٣٤	1,47	1,70	٠,٦٧٥	1
7,09	7,77	1,47	1,70	٠,٦٧٤	0
Y,0A	7,77	1,97	1,70	٠,٦٧٤	1
7,01	7,77	1,97	1,70	٠,٦٧٤	}

الفصل الثامن تحليل التباين

Analysis of Variance

يهدف تحليل التباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر ، وعما اذا كانت هذه الفروق ، ان وجدت ، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجريب (التطبيق) او الى المصادفة :

ويتميز تحليل التباين عن اختبار «ت» في ان هذا الاخير يحاول كشف النقاپ عن القروق بين مجموعتين، بين الذكور والاناث مثلا.. الخ ويقوم تحليل التباين على اساس الحصول على نسبة (ف) F. ratio، التي تول اليها والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor.

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتاعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادى ام لا.

(جـ)	(ب)	(1)
٨	٦	Y
Y	٨	٨
11	٥	. 4
١٠	Ĺ	٦
4	٣	ه
مج == 1 1	مج = ۲۵	مج = ۳۵
4 = 6	مج = ۲۵ م = ٥	۸ = ۲

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلينا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة: فمتوسط المجموعة الاولى $= \frac{00}{0} = 0$ ومتوسط المجموعة الثانية $= \frac{00}{0} = 0$ كذلك فان متوسط المجموعة الثالثة $= \frac{00}{0} = 0$

ثانيا:

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لمجموع المتوسطات الثلاثة) وهو يساوي هنا:

$$v \frac{r_1}{r} = \frac{q + 0 + v}{r}$$

ثالثا:

حساب التباين العام General variance اي مجموع مربعات انحواف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

$$(v - v)^{+}(v - 1)^{+}(v - 0)^{+}(v - 1)^{+}(v - 0)^{+}(v - 1)^{+}(v - 1)^{$$

رابعا:

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

المجموعة الاولى
$$= (صفر)' + (1)' + (1)' + (1)' + (1)' + (1)'$$
 المجموعة الثانية $= (صفر)' + (1)' + (صفر)' + (1)'$

يلاحظ ان مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي (2) وهذا هو مجموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي (4 × 4) تساوي (4) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وجمدا يساوي (4).

سادسا:

حساب درجات الحرية Degrees of freedom

(أ) درجة الحرية بين المجموعات
$$=$$
 عدد المجموعات $-$ 1 اي $-$ 7 $-$ 7 $-$ 7

(+)
$$(-1)^2 + (-1)^2$$

$$r_0 = \frac{1}{r} = \frac{1}{r} = r_0$$
.

$$\gamma_{,\Lambda} \gamma = \frac{\gamma_{\xi}}{\gamma_{\eta}} = \frac{\gamma_{\xi}}{\gamma_{\eta}} = \gamma_{,\Lambda} \gamma_{\eta}$$
 التباين داخل المجموعات

$$v, \cdot v = \frac{r \cdot}{T, \Lambda \tau} = \frac{y \cdot v}{T, \Lambda \tau} = \frac{r \cdot v}{T, \Lambda \tau} = F. ratio في المجموعات المجموع$$

ويمكن ان نكون الجدول التالي.

التباين التقديري	درجات الحرية	محوع الموبعات	مصدر التباين
۲٠	۲.	٤٠	بين المجموعات
۲,۸۳	١٢	٣٤	داخل المجموعات
77,88	1 £	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد ان «ف» ليس لها دلالة اي ان الفرق هنا ليس فرقا حقيقيا . . .

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتماعي استبيانا للاتجاهات على اربعة مجموعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقي في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا . . .

ى د	ج-	ب	i
70	70	۳۸	77
777	۲,	٤٢	١٦,
71	44	٣٥	۲٥
۱۹	79	., ٣٦	٣٥
44	٤١	٣٧	۲.
77	٣٤	٤٠	٣٤
٤٤	۳۷	٤١	۳۸
۲٠	۲۸	۳۹	**
77	70	80	۳٧
۱۷	٤٣	٣٧	71

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

متوسط المجموعة الأولى
$$=\frac{rv}{1}$$
 عنوسط المجموعة الثانية $=\frac{rv}{1}$

منوسط المجموعة الثالثة
$$=\frac{\pi r}{1}$$

متوسط المجموعة الرابعة
$$=\frac{rr}{1}$$

كذلك محسب المتوسط العام (وهو يساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$r \cdot = \frac{r \cdot r}{\epsilon} = \frac{r \cdot r + r \cdot r + r \cdot r}{\epsilon} = \frac{r \cdot r}{\epsilon}$$

ثم نقوم بحساب النباين العام (وهو يساوي بجموع مربعات انحراف القيم في كل مجنوعة عن المتوسط العام:

كذلك نحسب التبايس بين المجملوعات اي حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في الدينة)

ثم حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

بعد ذلك نحسب درجات الحرية. فدرجة الحرية بين المجموعات تساوي عدد المجموعات = 1

أما درجة الحرية داخل المجموعات فتساوي عدد المجموعة الاولى -1 وعدد المجموعة الثالثة -1 وعدد المجموعة الرابعة -1 الى -1 -1 -1 -1 -1 -1

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم — ١ = ٤٠ = ١ = ٣٩ ويكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع الموبعات	مصدر التباين
. ٤٨٦,٦٧	٣	1574	بين المجموعات
. 47,44	47	1.42	داخل المجموعات
010,79	44	7191	المجموع الكلي

وعلى ذلك فان نسبة ف
$$\frac{5.777}{70.77}$$

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠١) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٢ وعند نسبة (٠,٠١) بين ٤٥٦، ٤,٣١ وعند أنسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتحاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زيادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . علينا في هذه الحالة لنتبين حقيقة الامور ان نقوم بحساب معامل (يت) بين كل مجموعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والثانية والرابعة ، والاولى والرابعة ، المجموعة الثانية والثالثة ، والاالمعة .

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٠,٠١	الدلالةعند(٠,٠٥)	قيمة ت	المجموعات
או כצוני	אן ירות	٤,١٠٤	7 . 1
ليس لما دلالة	ليس لها دلالة	1,74	7.1
ليس لها دلالة	ليس لها دلالة	1,44	٤٠١
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	۲,11	767
או בצוג	لما دلالة	17,71	1.7
או נצוג	لما دلالة	٥,٣١	٤٠٣

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك يتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينها فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة.

تمارين:

١ حسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا . .

د		ب	1
۳	۲	٣	٥
٣	۲	٥	٨
٣	۲	٥	٨
٣	۲	٣	٥

٢ - طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة:

جـ	ب	Í
٣	٦	1.
۲ ۲	Y	٧
٧	٤	١٠
\	٤	14
1	٩	14
7	4	11

فهرس الكتاب

٧.	اللقدمة
•	الفصل الأول
٩	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة
١.	التوزيعات التكرارية
11	خطوات عملية الحدولة
١٤	جدولة التكرار النسبي
۱٥	بيان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية
,	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات
١٦	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية للأوزان 10 طالباً
۱۷	التمثيل البياني _ خطوات رسم المدرج التكراري
۱۸	خطوات رسم المضلع التكراري
۱۹	خطوات رسم المضلع التكراري
۲٠	خطوات رسم المنحني الصاعد
	خطوات رسم المنحنى الصاعد
۲٠	 النحنى الاعتدالي المنحنيات الملتوية
۲١	٢) المنحنيات الملتوية٢
۲,	٣) المنحنيات ذات القمتين
٠	178

الفصل الثاني

10	مقاييس النزعة المركزية
27	المتوسط الحسابي
۲٩	استخراج المتوسط الحسابي
۳.	حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي
٣٣	حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة
۳٩	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
EY	المتوال
٤٤	حساب المنوال بالرسم من التكوار الممهد
Y	متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث الفصل الثالث مقاييس التشتت
١ د	مقاييس التشتت
7	المدى المطلق
3 £	نصف المدى الربيعي
ِ ۵ د	كيف نحسب الربيع الادنى والربيع الأعلى
γ	الربيع الأدنى والربيع الأعلى
١.	الربيع الأدنى والربيع الأعلى
١٢	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
ń	الانحراف المعياري
۲,	حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري
. •	مقارنة بين مقاييس التشتت
۲	غارين عامة بيئًا

الفصل الرابع

	_
۸٧	العينات
, 🗚	أنواع العينات ـ العينة العشوائية ـ العينة المقيدة
	العينة الطبقية ــ الدرجة المعيارية
44	الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية
46	المئين
	الفصل الخامس
١٠٠ .	معاملات الارتباط
١٠٣ .	معامل ارتباط الرتب
11.	معامل ارتباط بیرسون
112 .	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي
110 .	معامل ارتباط بیرسون من جدول مزدوج
	جدول ارتباط مزدوج
114 .	أمثلةأ
170 .	معامل التوافق
177 .	معامل فاي
171.	معامل الارتباط الثنائي
۱۳۳ .	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية
	الفصل السادس
144.	/حساب دلالة معاملات الارتباط

الفصل السابع

 	 		ر ٿ ۽	ارات	ـ اختب	الة ـ	الدلا	مقاييس
 	 	:				لة	الدلا	حساب
 	 		•••••			(ت	رحتالا	نسبة الا
		1-1-						
		التامن	الفصل					
							. 1 -1	نحليل ا

تم بحمدالله